

UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI
PADOVA

Facoltà di Scienze Statistiche
Corso di Laurea in Scienze Statistiche ed Economiche

Tesi di Laurea

RECENTI SVILUPPI NELL'ANALISI DELLE REVISIONI NEI
DATI ECONOMICI

Relatore: Prof. TOMMASO DI FONZO

Laureanda: MONIA BORDIGNON

Anno Accademico 2002-2003

Ai miei genitori

Claudio ed Elide

Ringraziamenti

*Al Prof. Di Fonzo Tommaso per
l'opportunità datami di svolgere il
presente lavoro di tesi*

*A Giosuè, che mi è stato sempre
accanto con affetto e dedizione durante
questi mesi*

*A tutti gli amici che mi sono stati
sempre vicino (Luisa, Chiara,
Alessandro,
Riccardo, Luca, Fabio)*

*Un grazie infine a tutti i parenti ed
amici di famiglia che mi hanno sempre
sostenuto e incoraggiato durante questi
anni*

PRESENTAZIONE

Le serie storiche economiche prodotte dalle Agenzie Statistiche nazionali ed internazionali sono tipicamente soggette a numerose revisioni. Questo implica che buona parte delle decisioni di politica economica e delle previsioni sull'andamento delle principali variabili economiche vengano condotte utilizzando delle stime preliminari o provvisorie, dell'ammontare o della variazione, degli aggregati economici.

Emerge allora l'importanza per le persone che devono prendere delle decisioni di politica economica, o realizzare dei modelli di previsione, di poter lavorare con delle stime che, seppur provvisorie risultino quanto più possibile vicine a quello che risulterà essere il vero valore dell'aggregato.

In questo lavoro ci proponiamo pertanto di descrivere un possibile metodo per valutare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie. Lo strumento che utilizzeremo a questo scopo sarà l'analisi del processo di revisione cui sono tipicamente soggetti gli aggregati economici.

L'elemento di novità di questo lavoro è che l'analisi del processo di revisione, seguendo l'approccio suggerito nei recenti lavori sull'analisi delle revisioni da parecchi ricercatori italiani e inglesi, viene condotta confrontando tra loro serie omogenee rispetto al grado di maturazione dell'informazione sottostante, anziché le serie storiche di volta in volta rese disponibili dagli enti produttori dei dati agli utenti finali di tale informazione. Si ritiene, infatti, che questo approccio possa offrire maggiori vantaggi in termini di risultati.

In questo lavoro, perciò, dopo aver ripreso nel capitolo 1 i principali motivi che lo giustificano, riprenderemo nel capitolo 2 il significato di

accuratezza, insieme ad altre caratteristiche importanti per la qualità delle stime degli aggregati economici. Nei successivi capitoli entreremo nel vivo dell'analisi delle revisioni attraverso cui valuteremo il livello di accuratezza delle stime preliminari e provvisorie.

In particolare nel capitolo 3, descriveremo alcuni indicatori di sintesi per la valutazione, sotto l'aspetto quantitativo, delle differenze tra le varie stime; nel capitolo 4 approfondiremo l'analisi attraverso la verifica della correttezza e dell'efficienza delle stime preliminari e provvisorie nel caso le serie esaminate siano stazionarie. Il capitolo 5 è interamente dedicato alla verifica di correttezza ed efficienza nel caso in cui le serie siano non stazionarie, essendo questa la situazione più comune quando si analizzano dati economici.

Nel capitolo 6 realizzeremo un esempio concreto di applicazione di quanto precedentemente descritto, a livello teorico, attraverso l'analisi del processo di revisione e della valutazione delle stime preliminari del GDP della Gran Bretagna e di alcune sue componenti.

Vedremo infine nel capitolo 7 un possibile approccio (sviluppato tramite sistemi *state space*), attraverso cui è possibile sfruttare il processo di revisione dei dati per ottenere delle stime migliorate del vero valore seguendo un approccio ottimale dal punto di vista statistico.

Le conclusioni del lavoro svolto verranno riportate alla fine.

INDICE

PRESENTAZIONE	1
INDICE	3
CAPITOLO 1: SOMMARIO	5
1.1 INTRODUZIONE	5
1.2 LETTERATURA SULL'ANALISI DELLE REVISIONI nei dati economici	13
CAPITOLO 2: LA QUALITA' DEI DATI ECONOMICI	19
2.1 INTRODUZIONE	19
2.2 ASPETTI RILEVANTI PER LA QUALITA' DEI DATI ECONOMICI: accuratezza, rilevanza, tempestività	22
2.3 i concetti di versione e vintage	27
CAPITOLO 3: ANALISI STATISTICA DELLE REVISIONI	35
3.1 INTRODUZIONE	35
3.2 indici statistici per l'analisi delle revisioni	36
3.3 valutazione delle statistiche di sintesi	40
3.4 errori di misura o errori di previsione	44
CAPITOLO 4: CORRETTEZZA ED EFFICIENZA	51
4.1 INTRODUZIONE	51
4.2 test per la correttezza e l'efficienza	53
4.3 un metodo alternativo di valutazione: lo studio dei segni delle variazioni.	59
CAPITOLO 5: UNO STUDIO SULLA COINTEGRAZIONE DEL PROCESSO DI REVISIONE	63
5.1 INTRODUZIONE	63
5.2 la modellazione di un processo multivariato	64
5.3 L'ANALISI DI COINTEGRAZIONE	65
5.3.1 Il test ADF per la verifica della presenza di radici unitarie	66
5.3.2 La modellazione dei dati: i modelli VAR e VECM	67
5.3.3 La definizione del numero di trend comuni	68
5.3.4 Correttezza ed efficienza dei <i>vintage</i> provvisori	71
5.4 L'ESATTA IDENTIFICAZIONE dei vettori di cointegrazione	75
5.5 dai fattori comuni ai trend comuni	77
5.6 ESOGENEITA' DEBOLE	80

CAPITOLO 6: L'ACCURATEZZA DELLE STIME DEL GDP DELLA GRAN BRETAGNA	85
6.1 INTRODUZIONE	85
6.2 I DATI	87
6.3 LA MATRICE EFFICIENTE DEI DATI	87
6.4 ALCUNE STATISTICHE DI SINTESI	92
6.5 L'ANALISI DI COINTEGRAZIONE	100
6.6 CONCLUSIONI	104
CAPITOLO 7: ULTERIORI SVILUPPI	107
7.1 INTRODUZIONE	107
7.2 UN MODELLO INTEGRATO	108
7.3 L' APPROCCIO STATE SPACE	110
7.3.1 L'equazione di misura	111
7.3.2 L'equazione di transizione	113
7.3.3 Il filtro di Kalman	115
7.4 UNA VALUTAZIONE DEL MODELLO	116
CONCLUSIONI	119
BIBLIOGRAFIA	123
APPENDICE	127
MATRICE DEI DATI OSSERVATI E MATRICE EFFICIENTE DEI DATI PER IL GDP DELLA GRAN BRETAGNA (milioni di sterline)	127

SOMMARIO

1.1 INTRODUZIONE

Le serie storiche economiche prodotte dalle Agenzie Statistiche nazionali ed internazionali sono tipicamente soggette a un lungo processo di revisione. Infatti dopo la pubblicazione di una prima stima, che chiameremo stima preliminare, vengono successivamente rilasciate stime riviste, a mano a mano che nuove informazioni si rendono disponibili, fondate su un più completo set informativo.

In questo contesto sono di particolare interesse le stime degli aggregati dei conti nazionali trimestrali (CNT). L'interesse è legato al fatto che le stime di questi aggregati sono di solito basate su degli indicatori che si rendono disponibili in momenti differenti e che spesso subiscono, essi stessi, un processo di revisione. Infatti questi indicatori spesso derivano da fonti differenti, sia pubbliche che private, che raramente rilasciano i dati nello stesso momento. Ciò comporta che le prime pubblicazioni dei dati siano basate su un set di informazioni minore e meno preciso rispetto alle pubblicazioni successive.

L'obiettivo delle revisioni è pertanto quello di ridurre gli errori contenuti nelle stime preliminari e provvisorie, a mano a mano che il tempo passa e si raccolgono nuove informazioni, in modo da rendere queste stime via via più vicine al vero valore dell'aggregato.

Il processo di revisione generalmente è molto lungo e talvolta può passare molto tempo prima di giungere alla pubblicazione finale dei dati

(dopo la quale non avvengono più revisioni). Questo comporta che buona parte delle previsioni sull'andamento dell'economia e delle decisioni di politica economica vengano realizzate utilizzando serie storiche che contengono delle stime preliminari o provvisorie dei dati.

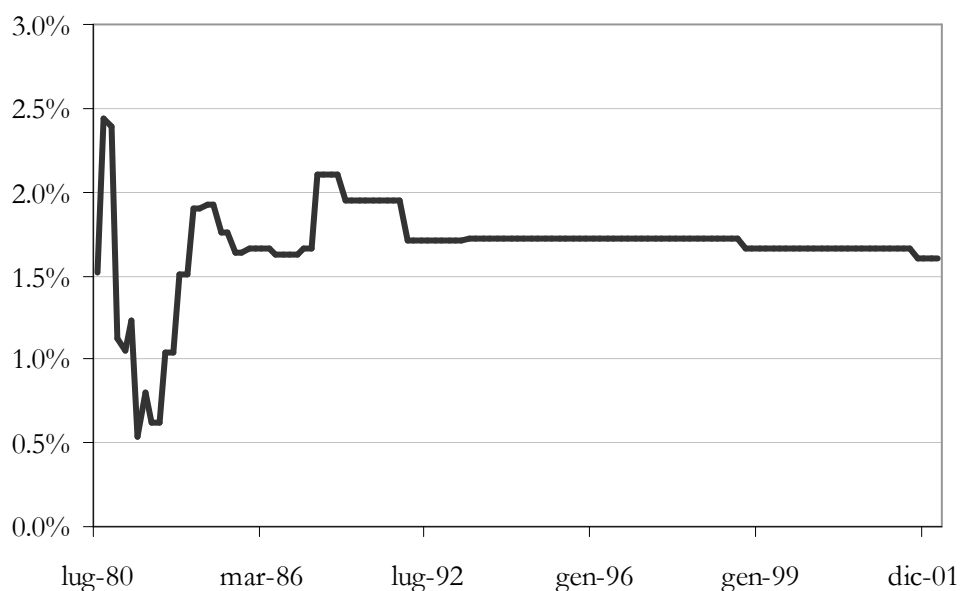
La distinzione tra dati preliminari e dati rivisti viene generalmente ignorata in sede di analisi e previsione, per cui spesso gli analisti utilizzano indifferentemente stime preliminari e valori rivisti degli aggregati. Infatti nel realizzare le analisi i ricercatori, generalmente, prediligono l'ampiezza della base informativa alla sua omogeneità e quindi utilizzano la serie storica più recente che hanno a disposizione, relativamente all'aggregato di interesse, senza tenere conto del fatto che alcuni valori della serie, e in particolare i più recenti, subiranno delle revisioni.

Il problema nasce proprio a causa dell'utilizzo, per le analisi, di serie storiche che contengono delle stime, soprattutto quelle riferite ai dati più recenti, che sono solo all'inizio del processo di revisione e quindi verranno successivamente riviste.

Infatti, molte volte la dimensione delle revisioni, dal punto di vista quantitativo, è talmente grande da portare a modifiche dei valori delle stime talvolta sostanziali. Queste sostanziali differenze nelle stime, a livello operativo, possono creare dei problemi. Infatti, può succedere che un utente possa arrivare a due risultati diversi se utilizza nella sua analisi le stime pubblicate in due momenti diversi.

Quanto appena detto appare più chiaro attraverso un esempio che permetta di cogliere gli effetti delle revisioni sui dati. Consideriamo il grafico della serie storica delle stime del tasso di crescita del GDP della Gran Bretagna, relativo al primo trimestre del 1980. I dati della serie storica (riportati nella Fig.1) sono stati ottenuti da versioni successive di *Economic Trends*, che è la pubblicazione ove trovano correntemente posto le stime prodotte dall'Istituto di Statistica Inglese.

Fig. 1: Serie storica delle successive stime del tasso di crescita, sul trimestre precedente, del GDP della Gran Bretagna, relative al trimestre 1980Q1 (dati destagionalizzati, prezzi costanti)



Fonte: Economic Trends

Come prima osservazione, appare chiaro che la stima iniziale e quella finale non assumono valori molto differenti, in quanto il tasso di crescita pubblicato a luglio del 1980 ammonta a 1.51% mentre la stima più recente (pubblicata a dicembre del 2001) è pari a 1.60%. Se però consideriamo le stime intermedie, pubblicate nel frattempo, si nota che queste assumono valori abbastanza diversi dal valore finale. In particolare osserviamo che, con la prima stima rivista, il valore sale da 1.51% a 2.44%, e che successivamente, in occasione della sesta revisione, esso scende fino a 0.54%. Il valore continua ad oscillare anche nelle pubblicazioni successive, anche se le modifiche più evidenti si hanno in concomitanza ai cambiamenti di base. Per esempio il cambiamento apportato nel settembre 1988, fa passare il valore della stima da 1.66%, calcolato con la vecchia base (1980) a 2.11%, calcolato con la nuova base (1985).

Da questo esempio emergono con evidenza tanto il problema della variabilità quanto quello della dimensione delle revisioni.

A conferma di quanto appena visto attraverso l'esempio precedente, vengono le conclusioni a cui sono pervenuti recentemente alcuni studiosi (Croushore e Stark, 1999). Questi autori, che si sono occupati anche della creazione di un dataset real-time per le serie economiche americane, hanno analizzato l'impatto che ha, sui risultati delle analisi macroeconomiche, sulle decisioni di politica monetaria e sulla valutazione dei modelli di previsione, l'utilizzo di serie contenenti stime preliminari o comunque riviste, anziché di serie composte da sole stime finali.

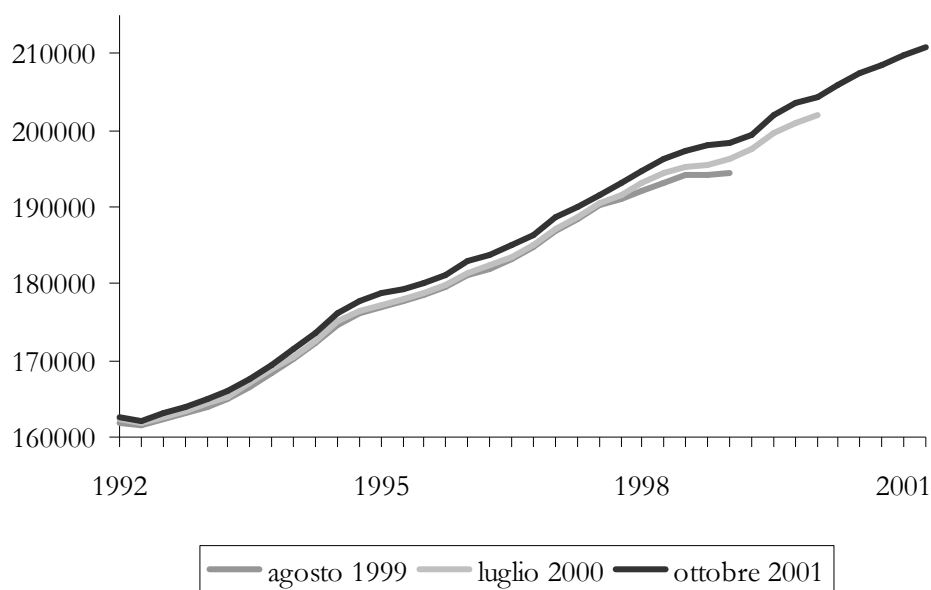
Dopo un'attenta analisi, questi ricercatori hanno sottolineato che il processo di revisione dei dati spesso causa dei problemi quando gli economisti analizzano le decisioni di politica economica e monetaria passate o quando si valutano alcuni metodi di previsione, in quanto le stime contenute nelle serie storiche utilizzate in passato spesso risultano essere molto diverse dalle stime contenute nelle serie più recenti a disposizione dell'utente attuale.

Questo implica che se le analisi fossero state condotte con delle serie storiche che contenevano le stime finali, o comunque con i dati attualmente disponibili e che sono stati rivisti già molte volte, anziché con delle serie contenenti delle stime preliminari, o comunque in fase iniziale del processo di revisione, talvolta si sarebbero prese delle decisioni di politica economica molto diverse da quelle effettivamente realizzate, e alcuni metodi di previsione sarebbero stati valutati diversamente sia in senso positivo che negativo.

Anche in questo caso un esempio può aiutare a mettere a fuoco il problema. Consideriamo la Fig. 2 dove abbiamo riportato i grafici di tre serie storiche delle stime del GDP della Gran Bretagna, pubblicate su *Economic Trends*. In particolare i dati contenuti nelle tre serie si riferiscono a

tre pubblicazioni diverse degli ultimi anni: agosto 1999, luglio 2000 e ottobre 2001.

Fig. 2: Serie storiche del GDP della Gran Bretagna pubblicate in tre epoche diverse (dati destagionalizzati, prezzi costanti del 1995).



Fonte: Economic Trends

Dal grafico appare evidente come le tre serie, sebbene rappresentino la stessa variabile, siano leggermente diverse tra loro. Questa differenza si coglie in modo più marcato nei dati più recenti. Questo era prevedibile in quanto le stime relative a trimestri lontani, come ad esempio quelli del 1992, sono ormai alla fine del processo di revisione (o lo hanno già concluso) e quindi ci aspettiamo che non vengano modificate in modo sostanziale nelle tre pubblicazioni.

Al contrario se consideriamo un trimestre relativo ad un periodo più recente, come ad esempio il primo trimestre del 1999, vediamo che la differenza tra il valore di una pubblicazione differisce in modo abbastanza evidente dai valori delle altre pubblicazioni. Questa differenza è motivata

dal fatto che nella pubblicazione di agosto 1999 la stima è alla fase iniziale del processo di revisione, per cui ci si aspetta che possa essere modificata in modo sostanziale con le successive revisioni.

Possiamo chiederci se queste differenze, presenti soprattutto nelle stime relative ai trimestri più recenti, e dovute al fatto che stiamo lavorando con serie storiche che in parte contengono stime preliminari e provvisorie, possano portare a variazioni sostanziali nei risultati a cui perveniamo, se utilizziamo i dati pubblicati in un certo trimestre, piuttosto che quelli pubblicati nei trimestri successivi. In caso di risposta positiva, possiamo inoltre chiederci come valutare queste differenze.

In realtà non c'è una risposta valida in generale. Molto dipende dagli obiettivi della ricerca, dalla numerosità del campione e dal peso delle stime relative ai trimestri più recenti nel campione. Se la serie storica è molto lunga è ragionevole aspettarsi che i risultati non risentano di queste differenze in misura elevata per quanto riguarda le stime dei parametri strutturali e le valutazioni di politica economica che su essi si fondano. Spesso più complicato è il caso delle previsioni, per le quali è ragionevole ritenere che possano essere maggiormente influenzate proprio dai dati più recenti, quelli cioè suscettibili di correzioni non trascurabili nell'immediato futuro.

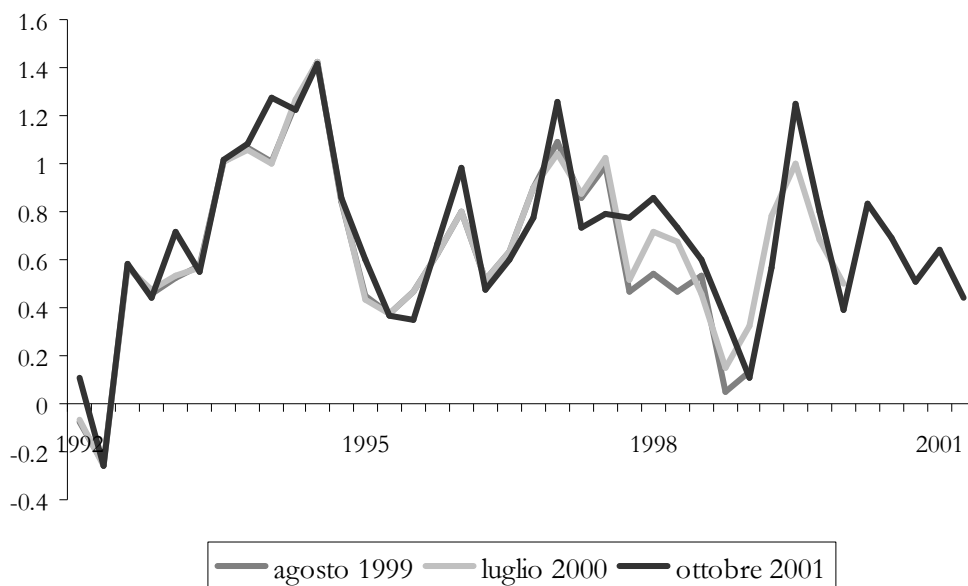
Comunque, in generale, ci sembra sia quantomeno opportuno avvisare l'utente dei dati nel caso in cui le stime preliminari e provvisorie risultino avere valori significativamente diversi dal valore finale. L'obiettivo del presente lavoro è quello di proporre dei metodi che permettano di riscontrare le eventuali differenze tra le stime preliminari e provvisorie e le stime finali. Sarà poi cura dell'utente stesso andare ad analizzare l'impatto di queste eventuali differenze sui risultati a cui perviene.

Nel complesso, per quel che riguarda il GDP della Gran Bretagna, se si considerano i livelli, almeno da un punto di vista grafico, la differenza tra le serie storiche pubblicate in momenti differenti, a parte gli ultimi dati, non appare significativa.

Vediamo se le considerazioni appena fatte sul GDP, nel caso dei livelli, continuano a valere, o al contrario cambiano, quando lavoriamo con i tassi di crescita. Come abbiamo fatto in precedenza per i livelli confrontiamo i grafici delle serie storiche pubblicati in tre momenti diversi e vediamo se risultano simili tra loro o sensibilmente differenti.

Consideriamo la Fig.3, dove sono riportate tre serie relative alle stime dei tassi di crescita del GDP della Gran Bretagna, pubblicate su *Economic Trends*, in tre momenti diversi degli ultimi anni:

Fig. 3: Serie storiche del tasso di crescita del GDP della Gran Bretagna, rispetto al trimestre precedente, pubblicate in tre epoche diverse (dati destagionalizzati, prezzi costanti del 1995).



Fonte: *Economic Trends*

Dall'osservazione del grafico si può notare come, quando si lavora con i tassi di crescita, le varie serie risultano abbastanza diverse e quindi è lecito aspettarsi che utilizzando serie pubblicate in momenti diversi si possa pervenire a risultati significativamente diversi. In particolare va osservato come talvolta le stime contenute nelle tre pubblicazioni differiscono nei punti di svolta. Se, ad esempio, consideriamo le stime relative al primo trimestre del 1994 vediamo come il valore del tasso di crescita stimato nel luglio 2000 risulti inferiore al tasso di crescita del trimestre precedente segnalando pertanto un rallentamento della crescita (dall' 1.06% del trimestre precedente allo 0.9% attuale).

Al contrario se consideriamo il valore del tasso di crescita, sempre del primo trimestre del 1994, ma stimato nell'ottobre 2001, osserviamo come in questo caso il valore sia superiore rispetto a quello del trimestre precedente, evidenziando, in questo caso, un'accelerazione della crescita (dall' 1.08% del trimestre precedente allo 1.28% attuale). Appare evidente con quest'esempio come, a seconda della pubblicazione utilizzata, si sarebbero effettuate manovre economiche diverse.

Queste variazioni sostanziali nei risultati, che si possono riscontrare quando si utilizza una stima preliminare, piuttosto che una stima rivista, evidenziano l'importanza di riuscire a realizzare delle analisi che permettano di valutare l'errore che gli analisti commettono lavorando con delle serie storiche che contengono delle stime preliminari o provvisorie anziché delle stime finali (che assumeremo rappresentare il vero valore dell'aggregato).

Da quanto appena detto, emerge l'importanza per le persone che utilizzano queste stime, per studiare i fenomeni economici e attuare delle politiche idonee o per realizzare dei modelli di previsione, di poter riuscire a valutare se e quanto i dati con cui stanno lavorando siano vicini ai veri valori. In questo ambito l'analisi statistica del processo di revisione si è

rivelata essere uno strumento molto utile per valutare la differenza tra stime preliminari e stime riviste, e perciò per dare indicazioni sul livello di accuratezza di queste stime.

Se da un lato abbiamo sottolineato l'importanza per gli analisti di poter valutare l'eventuale errore che possono commettere lavorando con serie storiche che contengono delle stime preliminari e provvisorie di alcuni dati, d'altro canto non possiamo tralasciare il ruolo svolto dalle Agenzie Statistiche. Infatti, proprio il fatto che spesso le analisi vengono condotte utilizzando delle serie che contengono anche delle stime preliminari o provvisorie permette di evidenziare l'importanza, da parte di queste Agenzie, di fornire delle stime che, sebbene preliminari e provvisorie, siano quanto più possibili accurate e quindi la continua ricerca da parte di queste stesse Agenzie di migliorare i metodi di rilevazione e di calcolo delle stime in modo da renderle il più possibile rappresentative della realtà.

1.2 LETTERATURA SULL'ANALISI DELLE REVISIONI NEI DATI ECONOMICI

La letteratura trattante l'analisi delle revisioni a partire dagli anni Cinquanta si è sviluppata in varie direzioni: alcuni autori si sono occupati del processo di revisione in quanto tale, altri si sono occupati dell'impatto delle revisioni sui metodi di previsione o sulle valutazioni macroeconomiche. Queste varie direzioni, comunque, sono tutte strettamente correlate tra loro in quanto, in realtà, gli autori concentrano la loro attenzione sui vari aspetti dello stesso problema.

In questo caso il problema comune ai vari lavori è legato agli effetti

del processo di revisione ed al fatto che un utente si trova spesso a lavorare non con una sola serie storica, ma con una successione di serie storiche che a volte possono essere abbastanza diverse tra loro. Questo ci permette di capire come il presente lavoro, che si occupa dell'analisi delle revisioni per cercare di valutare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie, sia solo un tassello in un contesto molto più ampio di ricerche.

Vediamo quali ricerche hanno maggiormente contribuito alla realizzazione di questo lavoro. Tra i primi autori che si sono occupati dell'analisi del processo di revisione vanno ricordati Zellner (1958) e Morgenstern (1963). Questi due autori, come poi molti altri successivamente, hanno affrontato il problema di valutare da un punto di vista quantitativo il processo di revisione. Perciò nei loro lavori si sono concentrati sulle definizioni di alcuni indicatori statistici, usati anche oggi, che permettono di valutare le dimensioni e la variabilità delle revisioni.

L'analisi delle revisioni attraverso l'utilizzo di questi indici è stato un filone seguito da numerosi autori, tra cui alcuni italiani. Tra gli autori italiani ricordiamo Biggeri e Trivellato (1991), Di Fonzo (1984) e Rettore (1986). Tra gli autori stranieri, che in quegli anni hanno contribuito a sviluppare i lavori relativi all'analisi delle revisioni, ricordiamo Pierce (1981) che si è occupato di definire le possibili fonti di errore nelle serie storiche ed economiche.

Intorno alla fine degli anni Settanta ed ai primi anni Ottanta si è iniziato, con Howrey (1978) e con Harvey *et al.*, (1983), a parlare di analisi real-time e della sua complessità. In particolare Howrey (1978) ha evidenziato come una qualsiasi pubblicazione di dati contenga al suo interno dati che hanno subito un diverso numero di revisioni. Harvey *et al.*, (1983) invece hanno concentrato la loro attenzione sull'intervallo di

tempo, spesso variabile, che intercorre tra due pubblicazioni successive: in generale questo periodo risulta essere irregolare.

Parallelamente al problema dell'analisi real-time, altri autori hanno cercato di andare oltre il semplice calcolo di statistiche di sintesi e di approfondire l'analisi del processo di revisione. Seguendo questo filone, diversi autori si sono proposti di esaminare l'eventuale efficienza del processo di revisione. Tra i principali lavori di questi autori citiamo Mankiw *et al.*, (1984) e Mankiw e Shapiro (1986) che si sono occupati di caratterizzare il processo di revisione di alcune variabili macroeconomiche come il GNP e l'offerta di moneta.

Oltre a questi autori ricordiamo Mork (1987) che si è occupato di definire le caratteristiche delle stime preliminari del GNP americano; Milbourne e Smith (1989) che si sono occupati di valutare l'accuratezza delle stime degli aggregati monetari canadesi; Holden e Peel (1990) che hanno cercato di realizzare dei test per valutare la razionalità delle stime; Patterson ed Heravi (1991b), Patterson (1994) e Patterson (1995), in cui è stato analizzato il modo in cui valutare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie nel caso in cui le serie storiche dei dati risultino non stazionarie.

Nel contesto del presente lavoro il contributo dei lavori di Patterson (ed Heravi) si è rivelato molto utile in quanto la maggior parte delle serie storiche delle variabili macroeconomiche non è stazionaria e di conseguenza è necessario adottare qualche cautela nell'uso dei test standard, proposti dalla letteratura per le nostre analisi.

Sempre dell'analisi dell'efficienza del processo di revisione si sono occupati più recentemente Faust *et al.*, (2001) che hanno analizzato le stime del GDP dei Paesi che compongono il G7; altro contributo importante è stato quello dato da Gallo e Marcellino (1999) che hanno suggerito dei metodi per misurare il livello di accuratezza delle stime

preliminari e provvisorie.

Sempre in ambito di efficienza citiamo Swanson *et al.*, (1999) che hanno svolto un'analisi multivariata del processo di revisione dei dati e Swanson e van Dijk (2002) che hanno analizzato le statistiche del processo di revisione dell'indice di produzione industriale e dell'indice dei prezzi nel caso americano.

In generale, dai lavori di questi autori è emerso che, a parte casi particolari, le stime preliminari risultano essere stime inefficienti del vero valore. In particolare, si è dimostrato che generalmente le stime preliminari risultano stime distorte del valore finale, il che significa che queste stime tendono a sovrastimare o sottostimare il valore finale.

Dai primi anni '90, partendo dalla constatazione che il processo di revisione può talvolta portare a modifiche sostanziali dei dati e quindi anche dei risultati a cui si perviene utilizzando questi dati, la Federal Reserve Bank of Philadelphia ha iniziato a costruire un dataset real-time per i dati americani. Il lavoro è stato diretto e seguito da Croushore e Stark che nel loro rapporto (1999) spiegano i motivi per cui hanno deciso di intraprendere una simile impresa.

Anche in Inghilterra, parallelamente al dataset real-time americano, si sono iniziati a costruire dei dataset real-time. In particolare citiamo i due dataset real-time presenti on line che sono quello di Egginton, Pick e Vahey (2002) e quello di Castle e Ellis (2002), quest'ultimo fornito dalla Bank of England.

Questi dataset real-time, sia americani che inglesi, contengono al loro interno tutte o almeno buona parte delle serie storiche, a partire da un dato periodo, contenute nelle successive pubblicazioni ufficiali. Per esempio, per i data set real-time inglesi si sono utilizzati in larga misura i dati presenti nelle successive pubblicazioni di *Economic Trends*.

Il fatto di avere a disposizione le diverse serie di dati, pubblicate in

momenti diversi, ha permesso a numerosi ricercatori di condurre varie analisi sugli effetti dell'utilizzo di pubblicazioni diverse dei dati sulle valutazioni di politica economica e sull'efficienza dei modelli di previsione. Tra queste analisi citiamo: Christoffersen *et al.*, (2001); Andersen *et al.*, (2001); Dynan e Elmendorf (2001) ; Orphanides e van Norden (2001). Tutti questi autori si sono occupati di verificare se l'utilizzo di pubblicazioni diverse dei dati, porti a conclusioni diverse.

Il problema della dimensione delle revisioni e del loro impatto sui risultati delle varie analisi è stato trattato anche dai ricercatori delle Agenzie Statistiche. In Italia, per esempio, questo problema delle revisioni e della conseguente qualità delle stime preliminari e provvisorie è stato trattato, oltre che dai già citati Gallo e Marcellino (1999), anche da Di Fonzo *et al.*, (1994) che si sono occupati dell'analisi delle revisioni dei Conti Nazionali Trimestrali, e da Lupi e Peracchi (2003) che hanno valutato gli effetti delle revisioni nel PIL trimestrale italiano.

Come si può ben vedere la letteratura relativa all'analisi delle revisioni è molto estesa. Noi qui ne abbiamo citato solo una piccola parte, che è quella che a cui abbiamo fatto maggiormente riferimento per la realizzazione del presente lavoro. Tuttavia ci sono molti altri lavori che non abbiamo citato, perché magari si sono concentrati su altri aspetti del processo di revisione, che sono rilevanti e che indirettamente hanno contribuito al nostro lavoro.

LA QUALITA' DEI DATI ECONOMICI

2.1 INTRODUZIONE

Nel capitolo precedente abbiamo visto che, molto spesso, nelle loro analisi i ricercatori e gli analisti economici, dovendo lavorare con i dati a loro disposizione, utilizzano per le loro analisi e valutazioni delle serie storiche contenenti delle stime preliminari e provvisorie, anziché le serie contenenti le sole stime finali dei vari aggregati economici. Abbiamo già evidenziato come questo fatto possa creare dei problemi in quanto, se le stime preliminari e provvisorie risultano essere molto diverse dal valore finale dell'aggregato, allora gli analisti economici e, in generale, i ricercatori, possono pervenire a risultati diversi a seconda della serie storica che utilizzano per l'analisi e delle stime in essa contenute.

Questa considerazione ci fa capire quanto sia importante per gli analisti e per gli studiosi che fanno previsioni poter disporre di stime che, sebbene non definitive, siano comunque delle buone stime, cioè che siano dei dati di qualità.

In realtà la speranza dei ricercatori e degli analisti è quella che le stime preliminari e provvisorie siano quanto più possibile vicine al valore assunto dalla stima finale, cioè siano accurate. Infatti se le stime preliminari e provvisorie assumono valori molto simili a quelli delle stime finali, allora non c'è ragione di preoccuparsi di eventuali discrepanze nei risultati dovute all'utilizzo di serie storiche contenenti queste stime anziché le stime finali.

Va altresì sottolineato che l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie non è l'unico aspetto importante per i ricercatori e gli analisti. Queste persone infatti si aspettano anche che le varie stime, prodotte dalle Agenzie Statistiche, siano il più possibile rappresentative della realtà, cioè che siano rilevanti.

Inoltre i ricercatori necessitano di avere a disposizione delle stime, relative soprattutto ai trimestri più recenti, in tempi abbastanza brevi. Infatti molte analisi economiche vengono realizzate per verificare l'andamento delle principali variabili economiche e l'eventuale necessità di interventi da parte dello Stato. Se i dati si rendono disponibili dopo parecchio tempo, può essere troppo tardi per intervenire in modo adeguato (Croushore e Stark, 1999).

Per capire meglio questa questione possiamo, per esempio, chiederci: un'osservazione che risulta molto vicina al vero valore della variabile, e che quindi è un dato accurato, ma che viene pubblicata molto tempo dopo la fine del periodo a cui si riferisce, può essere considerata un dato di qualità dai ricercatori? Oppure, al contrario, una stima pubblicata poco dopo la fine del periodo al quale si riferisce, e che perciò è un dato tempestivo, ma che poi risulta molto diversa dal valore reale, può essere considerata un dato di qualità dai ricercatori?

Il problema, come appare chiaro da questo esempio, nasce dal fatto che, talvolta, per fornire stime tempestive si tende a penalizzare l'attendibilità di queste stime, che rischiano poi di subire revisioni sostanziali in futuro, quando si rendono disponibili maggiori informazioni. D'altro canto gli analisti non possono aspettare tempi troppo lunghi per avere delle stime preliminari dei dati, perché a quel punto anche se i dati sono accurati non potrebbero più agire in modo tempestivo sui fenomeni.

Il compito di dover trovare il giusto compromesso tra l'accuratezza, la rilevanza e la tempestività delle stime spetta alle Agenzie Statistiche che,

proprio per trovare questo compromesso ottimale, sono alla continua ricerca di migliorare le procedure di rilevazione e di calcolo per fornire delle stime che abbiano sempre una maggiore qualità.

Noi, nel presente lavoro siamo principalmente interessati alla valutazione della differenza tra le stime preliminari e provvisorie e le stime finali dei dati in modo da poter fare delle ipotesi sulla possibile discrepanza dei risultati in base alle stime, preliminari e provvisorie piuttosto che finali, contenute nella serie che si sta utilizzando. Pertanto l'aspetto su cui ci soffermeremo è la valutazione dell'accuratezza delle stime.

Relativamente all'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie, la letteratura offre numerosi lavori tra cui citiamo: Morgenstern (1950; 1963) che tra i primi ha evidenziato il problema dell'inaccuratezza delle stime preliminari e provvisorie; Wilton e Smith (1974) che hanno considerato il problema delle revisioni derivante dal trade-off tra tempestività e accuratezza; Cole (1969a) che ha evidenziato come le stime, a mano a mano che vengono riviste, diventino più accurate; Carson e Lalibertè (2002) che hanno sottolineato le differenze tra il concetto di accuratezza e quello di rilevanza.

Importante, in questo contesto, è anche il contributo degli autori italiani. Tra i vari lavori, citiamo quelli di Trivellato (1986; 1987) che insieme con numerosi altri ricercatori (Di Fonzo, Rettore, Bordignon, Marliani) ha valutato l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie di alcuni aggregati e indici economici italiani; Di Fonzo *et al.*, (1994) che si sono occupati dall'accuratezza delle stime degli aggregati relativi ai CNT; Lupi e Peracchi (2003) che hanno analizzato il problema dell'accuratezza relativamente al PIL italiano.

Da questi lavori è emerso che l'analisi delle revisioni risulta essere uno strumento importante nella valutazione dell'accuratezza delle stime

preliminari e provvisorie in quanto permette di valutare la relazione tra queste stime e le stime finali e di quantificarne la differenza.

In genere quest'analisi viene condotta confrontando le stime contenute in differenti pubblicazioni dei dati. Noi invece, seguendo l'approccio adottato da Patterson ed Heravi (1991a, b; 1992), da Patterson (1994; 1995a, b, c; 2000; 2002a, b; 2003) e da Lupi e Peracchi (2003), realizzeremo l'analisi confrontando delle serie che contengono dei dati omogenei relativamente al numero di revisioni subite.

Pertanto il seguito del capitolo sarà suddiviso in due parti: nella prima parte approfondiremo i concetti di tempestività, accuratezza e rilevanza quali caratteristiche necessarie per la qualità dei dati economici; nella seconda parte descriveremo l'approccio che adotteremo per realizzare l'analisi delle revisioni e attraverso cui riusciamo a valutare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie.

2.2 ASPETTI RILEVANTI PER LA QUALITÀ DEI DATI ECONOMICI: accuratezza, rilevanza, tempestività

L'importanza della qualità dei dati, e specialmente delle stime preliminari e provvisorie, per i ricercatori e gli analisti è già stata sottolineata parecchie volte nel presente lavoro. Il problema nasce dal fatto che talvolta è assai difficile definire quali siano le caratteristiche che rendono le stime preliminari e provvisorie di una generica variabile delle stime di qualità.

Infatti la qualità dei dati può essere identificata attraverso varie dimensioni, quali ad esempio la rilevanza, l'accuratezza, la tempestività, la puntualità, l'accessibilità, la chiarezza, la coerenza e la completezza

(Carson, 2000). Ognuna di queste caratteristiche assume importanza in determinati contesti.

Nell'ambito del nostro studio, in cui ci occupiamo di dati economici e, in particolare, analizziamo le serie storiche trimestrali, sono tre le dimensioni che riteniamo i dati debbano avere per essere considerati di qualità: la tempestività, l'accuratezza e la rilevanza.

La tempestività riflette il periodo di tempo che intercorre tra la fine del periodo (nel nostro caso il trimestre) a cui il dato si riferisce e una prima stima dell'aggregato. Essa spesso è influenzata dalla velocità con cui le informazioni, necessarie all'elaborazione di una prima stima, si rendono disponibili. Questo implica che per migliorare la tempestività bisogna cercare di ridurre i tempi in cui si raccolgono e acquisiscono le informazioni.

Facciamo l'esempio dell'Italia: l'Istat dal 1995 ha anticipato la prima pubblicazione della stima relativa al nuovo trimestre dei Conti Nazionali Trimestrali di circa un mese. Infatti attualmente la stima preliminare degli aggregati avviene 75 giorni dopo la fine del trimestre di riferimento, mentre prima del 1995 avveniva dopo 120 giorni. Questo risultato è dovuto principalmente alla diminuzione del tempo necessario ai vari dipartimenti dell'Istat per realizzare le osservazioni necessarie alla stima dell'aggregato e perciò a una riduzione del tempo necessario ad acquisire e rielaborare le informazioni.

L'accuratezza e la rilevanza invece definiscono il livello di precisione dei dati. In particolare l'accuratezza definisce quanto le stime a nostra disposizione stimino correttamente il vero valore (sconosciuto) che devono misurare. La rilevanza invece definisce quanto le stime preliminari siano vicine alle stime successivamente riviste. Sebbene accuratezza e rilevanza definiscano due aspetti diversi della qualità dei dati economici, non è infrequente che vengano utilizzate insieme per definire un'unica

dimensione della qualità dei dati: la loro attendibilità e precisione (Carson e Lalibertè, 2002).

L'accuratezza delle stime può essere valutata attraverso l'analisi degli errori associati alle stime stesse. In altri termini l'accuratezza viene valutata in termini di possibili fonti di errore e quindi di possibili cause di errata stima dei dati preliminari. La rilevanza, invece, si valuta confrontando tra loro le diverse stime che si sono ottenute col processo di revisione. Questo significa che, il fatto che la stima di un aggregato non venga mai rivista, non implica necessariamente che questa stima sia accurata.

In generale, per valutare l'accuratezza e la rilevanza delle stime preliminari e provvisorie possiamo utilizzare lo schema realizzato dall'IMF (Carson e Lalibertè, 2002). Questo schema fornisce una schematizzazione per valutare le varie dimensioni della qualità dei dati, ed è applicabile praticamente a tutti i dataset economici. Nella Tavola 1 abbiamo riportato la parte dello schema generale, proposto da IMF, relativa all'accuratezza e alla rilevanza dei dati, essendo queste le dimensioni che siamo interessati a valutare. La tavola si compone di tre parti:

- la prima parte (prima colonna) definisce la dimensione della qualità che si vuole valutare, che nel nostro caso coinciderà con accuratezza e rilevanza;
- la seconda parte (seconda colonna) determina gli elementi che influiscono in modo rilevante sull'accuratezza e la rilevanza dei dati e che, nel nostro caso, sono le fonti dei dati e la loro validità, le tecniche statistiche utilizzate per il calcolo delle stime, la validità delle stime intermedie e le revisioni;
- infine la terza parte (terza colonna) fissa gli indicatori da utilizzare per valutare, attraverso gli elementi determinati nella seconda parte della tavola, il livello di qualità delle stime.

Tavola 1: Accuratezza e Rilevanza come dimensioni della qualità dei dati*		
Dimensioni della qualità	Elementi	Indicatori
3. Accuratezza e rilevanza <i>le fonti di dati e le tecniche statistiche sono buone e i risultati statistici descrivono sufficientemente la realtà</i>	3.1 Fonti dei dati – <i>le fonti dei dati disponibili forniscono una base adeguata al calcolo delle statistiche</i>	3.1.1 Le fonti dei dati sono raccolte con programmi specifici che tengano conto delle condizioni specifiche interne dello Stato 3.1.2 Le fonti dei dati ragionevolmente approssimano le definizioni, lo scopo, le classificazioni, le valutazioni e i tempi di registrazione richiesti. 3.1.3 Le fonti di dati sono tempestive
	3.2 Tecniche Statistiche – <i>le tecniche statistiche utilizzate sono conformi alle procedure statistiche</i>	3.2.1 La compilazione dei dati utilizza tecniche statistiche adeguate 3.2.2 Altre procedure statistiche (ad es. gli aggiustamenti e le trasformazioni dei dati e le analisi statistiche) utilizzano tecniche statistiche adeguate.
	3.3 Verifica a validità delle fonti dei dati – <i>le fonti dei dati vengono regolarmente verificate e convalidate</i>	3.3.1 Le fonti dei dati- compresi i censimenti, le indagini campionarie e i registri amministrativi-sono verificati periodicamente.
	3.4 Verifica a validità delle stime intermedie e dei risultati statistici – <i>stime intermedie e risultati statistici vengono regolarmente verificati e convalidati</i>	3.4.1 Le stime intermedie principali sono convalidate quando si applicano nuove informazioni. 3.4.2 Le discrepanze nelle stime intermedie sono rilevate e investigate 3.4.3 Le discrepanze statistiche e altri indicatori di potenziali problemi nei risultati sono investigati.
	3.5 Studio delle revisioni – <i>le revisioni, come misura della rilevanza, sono studiate per le informazioni che possono fornire</i>	3.5.1 Studi ed analisi delle revisioni sono condotti periodicamente e usati per dare informazioni sui processi statistici.

*Altre dimensioni della qualità dei dati sono: 1.Integrità, 2.Correttezza metodologica, 4.Funzionalità, 5.Accessibilità

Fonte: Carson e Lalibertè (2002)

Dalla tavola precedente emerge pertanto come l'accuratezza e la rilevanza delle stime preliminari possano essere migliorate tramite l'utilizzo di metodi di calcolo adeguati e con l'uso efficiente delle informazioni a disposizione, quali ad esempio le eventuali interrelazioni tra le variabili. Inoltre l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie può essere migliorata anche attraverso la riduzione delle possibili fonti di errore.

Riassumendo, possiamo affermare che accuratezza e rilevanza si riferiscono alla differenza esistente tra le stime pubblicate e il vero valore sconosciuto dell'aggregato. Questa differenza può essere suddivisa in due componenti (Bier e Ahnert, 2001):

- la differenza tra la stima finale e il vero valore dell'aggregato, che è una quantità non precisamente misurabile;
- la differenza tra le stime preliminari e riviste e le stime finali che può essere misurata attraverso il confronto delle diverse stime.

Noi, in questo lavoro, pur riconoscendo la rilevanza di entrambe le componenti, siamo interessati principalmente alla seconda, in quanto il nostro fine è quello di valutare la differenza tra le stime preliminari e provvisorie e quelle finali. Desideriamo, infatti, riconoscere le situazioni in cui le stime preliminari e provvisorie risultano significativamente diverse dalle stime finali in quanto in questi casi sappiamo di dover fare attenzione alla stabilità dei risultati.

L'analisi delle revisioni si rivela uno strumento molto utile per valutare la differenza tra le stime preliminari e provvisorie e quelle finali. In particolare, nel prossimo paragrafo descriveremo un approccio operativo alternativo, che è quello che abbiamo utilizzato in questo lavoro per realizzare l'analisi delle revisioni. Infatti siamo del parere che questo approccio dia risultati più proficui nella valutazione degli effettivi miglioramenti (o peggioramenti), in termini di accuratezza, apportati alle stime dalle revisioni.

2.3 I CONCETTI DI VERSIONE E *VINTAGE*

La richiesta sempre maggiore di dati tempestivi ed accurati da parte di ricercatori e di analisti economici ha fatto sì che, come detto in precedenza, le Agenzie Statistiche pubblichino regolarmente una nuova serie storica ogni volta che una o più stime (o anche tutte) vengono riviste oppure, quando viene calcolata la stima preliminare relativa ad un nuovo trimestre.

Infatti il processo di revisione si compone di due tipi di revisioni: le revisioni “correnti”, che sono realizzate con una certa frequenza e che servono a rendere le stime provvisorie via via più accurate, e le revisioni “occasional”, dovute per lo più a cambiamenti di base o a cambiamenti nella definizione degli aggregati, che rivedono retrospettivamente e per un considerevole arco di tempo, tutte le stime precedentemente pubblicate (Harvey *et al.*, 1983).

Secondo quanto appena detto, per ogni aggregato si verranno ad avere una successione di serie storiche, alcune contenenti semplicemente delle stime riviste, altre invece contenenti la stima preliminare di un nuovo trimestre. Sotto l'aspetto operativo, risulta utile riuscire a rappresentare queste successive serie in uno schema che permetta di cogliere il numero di pubblicazioni che si realizzano tra la stima preliminare di un trimestre e la stima preliminare del trimestre successivo.

Per realizzare questa rappresentazione delle successive serie storiche in un unico schema, introduciamo il termine *versione*, con il quale si definisce ogni vettore di dati, e quindi ogni serie storica, presenti in una determinata pubblicazione (Patterson ed Heravi, 1991a, b; Patterson, 1994; 1995a, b, c; Lupi e Peracchi, 2003).

Ogni *versione* viene chiamata col nome del trimestre più recente contenuto nella serie storica relativa (Lupi e Peracchi, 2003). Quindi in

generale, la generica versione dell'aggregato y relativa al trimestre t può essere indicata nella forma:

$$\mathbf{y}_t = (y_1, y_2, \dots, y_{t-2}, y_{t-1}, y_t).$$

Bisogna fare presente che è necessario un certo periodo dalla fine del trimestre t per riuscire a calcolare una stima preliminare di y_t . Inoltre, come abbiamo visto in precedenza, spesso, relativamente al trimestre di riferimento t , viene prodotta più di una stima, prima di passare alla versione contenente la stima preliminare del trimestre $t + 1$. Questo significa che, se denotiamo con v il numero di diverse versioni riferite al trimestre t , avremo v serie storiche, e quindi v pubblicazioni, che contengono come ultimo valore una stima del trimestre t , che indicheremo con $\mathbf{y}_{t.1}, \mathbf{y}_{t.2}, \dots, \mathbf{y}_{t.v}$.

Lo schema con cui vengono rappresentate le successive versioni, che chiameremo rappresentazione per versione, avrà una struttura simile a quella riportata nella Tavola 2:

Tavola 2: Rappresentazione per versione delle successive pubblicazioni di un generico aggregato

trimestre	versioni										
	...	t^1	...	t^v	$t + 1^1$...	$t + 1^v$...	T^1	...	T^v
\vdots	\vdots		\vdots			\vdots		\vdots		\vdots	
$t - 1$...	y_{t-1}^{v+1}	...	y_{t-1}^{2v}	y_{t-1}^{2v+1}	...	y_{t-1}^{3v}	...			
t	-	y_t^1	...	y_t^v	y_t^{v+1}	...	y_t^{2v}	...			\vdots
$t + 1$	-	-	...	-	y_{t+1}^1	...	y_{t+1}^v	...			
\vdots			\vdots			\vdots		\vdots			
$T - 1$	-	-	-	-	-	-	-	...	y_{T-1}^v	...	y_{T-1}^{2v}
T	-	-	-	-	-	-	-	...	y_T^1	...	y_T^v
		$\mathbf{y}_{t.1}$		$\mathbf{y}_{t.v}$	$\mathbf{y}_{t+1.1}$		$\mathbf{y}_{t+1.v}$		$\mathbf{y}_{T.1}$		$\mathbf{y}_{T.v}$

dove con y_t^v , indichiamo la t -esima osservazione relativa alla v -esima versione dei dati.

Attraverso questa rappresentazione le varie versioni vengono riunite assieme a formare una matrice, nelle cui colonne leggiamo la sequenza delle versioni y_t , mentre nelle righe leggiamo le diverse stime, dalla prima all'ultima pubblicata, per i vari trimestri. Questo significa che, come abbiamo sottolineato in precedenza, avremo v versioni (pubblicazioni) che hanno come ultimo valore una stima relativa al trimestre t , dopodiché la successiva pubblicazione, conterrà la $v+1$ -esima stima relativa al trimestre t , ma avrà come ultimo valore la stima preliminare del trimestre $t+1$ e quindi sarà la prima versione di y_{t+1} .

Per rendere più chiara questa rappresentazione per versione utilizziamo dei dati concreti. Nella Tavola 3 presentiamo le stime del GDP nei Paesi dell'area dell'Euro, riferite al periodo 2000Q1-2003Q2, pubblicate a partire dal primo trimestre del 2002 fino al primo trimestre del 2003. Per motivi di spazio, la matrice è stata trasposta, per cui le versioni sono rappresentate per riga.

Tavola 3: Ultime versioni del GDP della zona Euro (milioni di euro, dati destagionalizzati, prezzi costanti del 1995)

versioni	2002Q1	2002Q2	2002Q3	2002Q4	2003Q1
2002Q1 ¹	1555614				
2002Q1 ²	1558290				
2002Q1 ³	1558426				
2002Q2 ¹	1558699	1563994			
2002Q2 ²	1559660	1565812			
2002Q2 ³	1559722	1565748			
2002Q3 ¹	1560017	1564519	1569684		
2002Q3 ²	1560331	1565552	1570735		
2002Q3 ³	1560146	1565696	1570482		
2002Q4 ¹	1560280	1565369	1571474	1574138	
2002Q4 ²	1561222	1566995	1572180	1574326	
2002Q4 ³	1562523	1568485	1573810	1574941	
2003Q1 ¹	1562499	1568585	1573637	1574693	1474844

Da questa tavola appare evidente come tra la stima preliminare di un trimestre e la stima preliminare del trimestre successivo, ci siano tre pubblicazioni per cui $v = 3$. Questo significa che abbiamo tre diverse versioni che hanno come ultimo trimestre stimato, per esempio, il 2002Q1. Perciò prima della stima preliminare del 2002Q2 il trimestre 2002Q1 ha già subito tre revisioni.

Generalmente l'analisi delle revisioni viene condotta confrontando le stime contenute nelle serie pubblicate in diversi periodi, cioè confrontando le varie versioni. Questo metodo presenta però delle lacune in quanto, lavorando con le versioni, si confrontano dei dati che hanno subito un numero diverso di revisioni e sono perciò disomogenei in termini di “storia delle revisioni”.

Per meglio chiarire questo punto consideriamo, per esempio, la generica versione y_t . Questa versione contiene: le stime relative al periodo t , che sono state riviste per lo più v volte; le stime relative al periodo $t-1$, che sono state riviste almeno $v+1$ e, se andiamo avanti seguendo questa logica, a mano a mano che consideriamo osservazioni più lontane queste hanno subito via via maggiori revisioni, o addirittura hanno ultimato il processo di revisione.

Questo esempio mette in luce come le stime all'interno della stessa versione siano disomogenee in quanto a grado di “maturazione” del processo di formazione del e produzione del dato, visto che i dati più recenti sono alla fase iniziale del processo di revisione, mentre i dati più lontani spesso lo hanno già concluso (o comunque si trovano nella fase finale).

Pertanto, condurre un'analisi delle revisioni effettuando il confronto tra diverse versioni può risultare un metodo poco efficace se si vogliono valutare i miglioramenti, in termini di accuratezza, apportati dal processo di revisione.

Per valutare se il processo di revisione sia efficace e quindi le stime risultino via via più accurate, risulta più proficuo risistemare i dati contenuti nelle serie storiche in modo da renderli omogenei in termini di numero di revisioni subite e quindi effettuare l'analisi delle revisioni. Viene pertanto introdotto il concetto di *vintage* usato per indicare uno specifico momento del processo di revisione (Patterson ed Heravi, 1991a, b; Patterson 1992; 1994; 1995a, b, c; 2000; 2002a, b, 2003; Lupi e Peracchi, 2003).

Prima di procedere con la descrizione e costruzione dei diversi *vintage*, ci sembra opportuno fare una precisazione sull'utilizzo di questo termine in letteratura in modo da evitare di creare confusione. Parte della letteratura sulle revisioni, e in particolare quella relativa ad autori statunitensi, col termine *vintage*, definisce quella che noi, nel presente lavoro, abbiamo chiamato versione.

Al contrario, buona parte degli autori europei utilizza per versione e *vintage* le definizioni date in questo lavoro e quindi definisce i nostri stessi concetti. Poiché nel seguito del lavoro ci siamo riferiti, nella maggior parte dei casi, ad autori europei, abbiamo preferito seguire la loro notazione.

Ritornando al concetto di *vintage*, raggruppando i dati per *vintage* è possibile riunire assieme le stime che hanno raggiunto lo stesso grado di maturazione, e perciò hanno subito lo stesso numero di revisioni. In base a quanto appena detto lo j -esimo *vintage*, con $1 \leq j \leq f$, può essere rappresentato attraverso:

$$\mathbf{y}_t^j = \left(\dots, y_{t-2}^j, y_{t-1}^j, y_t^j \right)$$

dove, ad esempio, il primo *vintage* ($j = 1$) contiene tutte le osservazioni preliminari dei dati, il secondo *vintage* ($j = 2$) contiene tutte le stime che sono state riviste una sola volta e così via, fino all'ultimo *vintage* ($j = f$), che contiene tutte le stime finali. Ora, i dati che appartengono allo stesso

vintage sono osservazioni che si trovano, almeno da un punto di vista concettuale, tutti allo stesso punto del processo di revisione e quindi, confrontando i dati per *vintage*, si confrontano serie di dati omogenee in quanto a “storia delle revisioni”.

Utilizzando la stessa logica utilizzata per creare i singoli *vintage*, è possibile riorganizzare la matrice dei dati, vista nella rappresentazione per versione della Tavola 2, in modo da ottenere una rappresentazione in cui al posto delle versioni si leggono serie storiche dei dati contenenti stime omogenee rispetto al numero di revisioni subite.

La rappresentazione che utilizzeremo per rappresentare tutti i *vintage*, e che chiameremo appunto rappresentazione per *vintage*, avrà la struttura della matrice riportata nella Tavola 4 (Patterson, 1991a).

Tavola 4: Rappresentazione per *vintage* delle stime di un generico aggregato

trimestre	vintages			
	1	2	...	f
\vdots	\vdots	\vdots
$t - 1$	y_{t-1}^1	y_{t-1}^2	...	y_{t-1}^f
t	y_t^1	y_t^2	...	y_t^f
$t + 1$	y_{t+1}^1	y_{t+4}^2	...	y_t^f
\vdots	\vdots	\vdots
T	y_T^1	y_T^2	...	y_T^f
	\mathbf{y}_T^1	\mathbf{y}_T^2		\mathbf{y}_T^f

dove f rappresenta il *vintage* finale dei dati. Nel seguito del lavoro con y_t^j , $j = 1, \dots, f$, indicheremo la t -esima osservazione relativa al j -esimo *vintage* dei dati.

Nella rappresentazione per *vintage*, nelle colonne della matrice leggiamo i vari *vintage*, mentre nelle righe leggiamo, per ogni trimestre, i valori assunti dalle stime lungo il processo di revisione. Va fatto presente

che, soprattutto con le stime relative ai trimestri più recenti, si potrebbe non essere in grado di completare tutte le colonne della matrice, perché per queste stime non si è ancora concluso il processo di revisione. In questo caso, per realizzare l'analisi delle revisioni attraverso il confronto dei vari *vintage* è necessario inserire nel campione le sole osservazioni che hanno completato il processo di revisione e di cui perciò possediamo tutte le diverse stime.

Come abbiamo fatto per le versioni, rendiamo più chiara la rappresentazione per *vintage*, attraverso un esempio. Nella Tavola 5 riportiamo i primi sette *vintage*, contenenti le stime del GDP dei Paesi dell'area dell'Euro, per un campione di osservazioni che va dal 2000Q2 al 2003Q1.

Tavola 5: primi sette *vintage* del GDP della zona Euro (milioni euro, dati destagionalizzati, a prezzi costanti del 1995)

	<i>vintage</i>						
	1	2	3	4	5	6	7
2000Q2			1519753	1520455	1521158	1520719	1521675
2000Q3	1530736	1531137	1530257	1529946	1530065	1531733	1532007
2000Q4	1541009	1540851	1541900	1541238	1541308	1541692	1542176
2001Q1	1549665	1550313	1549497	1550070	1550326	1550845	1551062
2001Q2	1550851	1551657	1552403	1552172	1552425	1552238	1552049
2001Q3	1553667	1554349	1554466	1554980	1554842	1555047	1556758
2001Q4	1552407	1552263	1552002	1552245	1553409	1553623	1553188
2002Q1	1555614	1558290	1558426	1558699	1559660	1559722	1560017
2002Q2	1563994	1565812	1565748	1564519	1565552	1565696	1565369
2002Q3	1569684	1570735	1570482	1571474	1572180	1573810	1573637
2002Q4	1574138	1574326	1574941	1574693			
2003Q1	1574844						

Per trovare la corrispondenza tra la rappresentazione per versione e quella per *vintage* osserviamo come la stima preliminare del 2002Q1 contenuta nella versione 2002Q1¹ della rappresentazione per versione della Tavola 3 venga, nella rappresentazione per *vintage*, riportata nella

prima colonna (relativa al primo *vintage*) e nella riga relativa al trimestre 2002Q1. In modo analogo possiamo trovare una corrispondenza tra la rappresentazione per versione e quella per *vintage* per tutte le altre stime.

Inoltre, possiamo applicare a questo esempio la considerazione fatta poco prima a proposito delle osservazioni da inserire nel campione quando mancano, per alcuni trimestri, le stime di qualche *vintage*. Nel caso in questione, se ipotizziamo che il processo di revisione si concluda al settimo *vintage*, cioè $f = 7$, nel caso volessimo realizzare l'analisi delle revisioni attraverso il confronto dei diversi *vintage*, non potremmo considerare l'intero campione di dati, ma solo il sottocampione relativo al periodo 2000Q3 - 2002Q3 di cui possediamo le stime per tutti i sette *vintage*.

Nel seguito del lavoro noi useremo solo quest'ultima rappresentazione dei dati, cioè condurremo la nostra analisi confrontando i vari *vintage*, in quanto riteniamo che questo metodo ci permetta di cogliere meglio gli effettivi miglioramenti, in termini di accuratezza, delle stime successive che si ottengono a mano a mano che i dati vengono rivisti.

ANALISI STATISTICA DELLE REVISIONI

3.1 INTRODUZIONE

Nel capitolo precedente si è evidenziato come l'analisi delle revisioni risulti essere uno strumento utile per valutare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie. Nell'ambito dell'analisi delle revisioni, numerosi studi si sono concentrati sulla valutazione delle dimensioni del processo di revisione e sulla sua caratterizzazione. Pertanto l'obiettivo di questi studi è stato quello di quantificare la dimensione delle revisioni attraverso la definizione di alcune statistiche di sintesi e la loro analisi. Successivamente, basandosi sull'andamento di queste statistiche di sintesi, si è anche cercato di caratterizzare il processo di revisione, cioè di capire come possono essere considerate le revisioni.

Seguendo tale schema, in questo capitolo presenteremo alcuni indicatori di sintesi, proposti fin dagli anni '50 dalla letteratura che si è occupata delle revisioni (Zellner, 1958; Morgenstern, 1963), e spiegheremo come interpretare i valori assunti da questi indicatori. Infatti questi indicatori valutano sia l'ampiezza che la variabilità del processo di revisione nelle sue varie fasi e di conseguenza danno indicazioni sull'efficacia delle revisioni.

Sempre in questo capitolo presenteremo anche le due ipotesi, proposte dalla letteratura, attraverso cui si caratterizza il processo di revisione. Tra i vari lavori sull'argomento citiamo: Mankiw *et al.*, (1984);

Mankiw e Shapiro (1986), Mork (1987); Patterson ed Heravi (1992), e più di recente i lavori di Faust *et al.*, (2002) e di Swanson e van Dijk (2002). Tutti questi autori si sono occupati della caratterizzazione del processo di revisione sia da un punto di vista teorico che sotto l'aspetto operativo. Noi comunque ci soffermeremo sulla parte teorica e sulle sue implicazioni, tralasciando l'aspetto operativo.

L'obiettivo del presente lavoro è quello di utilizzare il processo di revisione per analizzare l'eventuale accuratezza delle stime preliminari e provvisorie. Al fine di conseguire questo obiettivo, l'analisi delle revisioni attraverso il calcolo di indicatori di sintesi si rivela essere utile in quanto permette di valutare le caratteristiche delle revisioni sotto un aspetto quantitativo.

Per valutare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie non ci possiamo fermare al semplice calcolo di alcuni indicatori di sintesi ma è necessario andare oltre. Infatti è necessario svolgere un'analisi più approfondita del processo di revisione andandone a valutare, per esempio, la correttezza e l'efficienza debole.

Pertanto in questo capitolo riporteremo, così come descritti dalla letteratura, alcuni degli indici maggiormente utilizzati e la teoria sulla caratterizzazione del processo di revisione. Un'analisi più approfondita di correttezza ed efficienza sarà oggetto del prossimo capitolo.

3.2 INDICI STATISTICI PER L'ANALISI DELLE REVISIONI

Un aspetto importante del processo di revisione è la dimensione delle revisioni che talvolta portano a modifiche sostanziali dei dati. Infatti, la speranza di coloro che utilizzano le stime preliminari e provvisorie per

prendere delle decisioni di politica economica o per realizzare delle previsioni è che i dati siano il più possibile vicini al valore reale e che quindi le revisioni portino a modifiche minime nei valori delle stime.

I vari studi sull'analisi dell'impatto delle revisioni sulle stime dei dati economici condotti, in passato da numerosi autori tra cui Zellner (1958), Morgenstern (1963), e più di recente da Harvey *et al.*, (1983), Patterson ed Heravi (1991a; 1992; 1994), Di Fonzo *et al.*, (1994) e da Lupi e Peracchi (2003), hanno dimostrato che, in generale, le stime preliminari si discostano in maniera abbastanza consistente dal valore finale assunto dall'aggregato.

Per esempio la stima preliminare del valore della spesa per consumi relativa al secondo trimestre del 1978, nel Regno Unito, era di 16.373 milioni di sterline; dodici trimestri più tardi, alla fine del processo di revisione, il valore finale assunto dall'aggregato era di 16.939 milioni di sterline - il che significa che il processo di revisione, nel suo complesso, ha modificato la stima di circa il 3.5% (Patterson, 1994).

Nonostante queste differenze, spesso sostanziali tra stima preliminare e finale dei vari aggregati, dagli studi precedentemente citati è anche emerso che, comunque, nella maggior parte dei casi, via via che i dati vengono rivisti, le stime successive mostrano una chiara tendenza ad avvicinarsi al valore finale assunto dall'aggregato, che assumeremo per semplicità coincidere con il vero valore dell'aggregato, e quindi risultano più precise.

Riuscire a misurare quanto le stime preliminari e provvisorie differiscono dalle stime finali, sia per il livello che per il tasso di crescita, è molto utile per le persone che utilizzano delle stime di aggregati che subiscono un processo di revisione, in quanto permette loro di avere un'idea dell'accuratezza dei dati che stanno utilizzando: per esempio il confronto tra i dati contenuti in diversi *vintage* permette di quantificare il

guadagno medio, o la perdita media, dovuto all'aumento del numero di revisioni realizzate sui dati.

Per meglio quantificare questa differenza tra due diversi *vintage*, definiamo v_t^j e w_t^j rispettivamente l'errore e l'errore relativo (o percentuale) delle generiche stime ottenute al *vintage* j , con $j < f$, tali che (Di Fonzo *et al.*, 1994):

$$v_t^j = y_t^j - y_t^f \quad (3.1)$$

$$w_t^j = \frac{y_t^j - y_t^f}{y_t^f} \quad (3.2)$$

dove t identifica un generico trimestre all'interno del campione.

In realtà quelli che abbiamo appena definito sono l'errore e l'errore relativo totali. In generale l'errore e l'errore relativo sono dati dal confronto di due generici *vintage* j e i , con $j < i \leq f$, per cui si ha:

$$v_t^{ji} = y_t^j - y_t^i$$

$$w_t^{ji} = \frac{y_t^j - y_t^i}{y_t^i}$$

Noi comunque, nel presente lavoro, quando parleremo di errore e di errore relativo ci riferiremo sempre ai valori degli errori cumulativi o totali. Infatti, in questo contesto, siamo interessati a valutare quanto una stima preliminare, o provvisoria, si differenzia da quella finale, piuttosto che la differenza che intercorre tra due generiche stime e quindi l'uso degli errori totali risulta più utile al nostro scopo.

L'analisi delle revisioni, come dicevamo in precedenza, è generalmente condotta considerando o le revisioni nei livelli o i tassi di crescita. A livello operativo gli errori relativi forniscono informazioni sull'accuratezza delle stime preliminari dei livelli, mentre gli errori (semplici) devono essere considerati quando si intende valutare

l'accuratezza delle stime preliminari dei tassi di crescita (Biggeri e Trivellato, 1991).

Dal punto di vista dell'analisi, sia che si lavori con i livelli sia che si lavori con i tassi di crescita, per riuscire ad avere un'idea più precisa della differenza che intercorre tra una stima provvisoria e la stima finale sembra opportuno sintetizzare le caratteristiche degli errori e degli errori relativi, utilizzando delle opportune statistiche di sintesi, che permettano di dare una valutazione sulla dimensione e sulla variabilità del processo di revisione.

Se indichiamo con N il numero complessivo di trimestri che appartengono al nostro campione, possiamo riassumere le caratteristiche degli errori attraverso i seguenti indici (Di Fonzo *et al.*, 1994):

- l'errore medio, \bar{v}^j , e l'errore relativo medio, \bar{w}^j , che forniscono indicazioni sull'eventuale presenza di distorsioni sistematiche verso l'alto o verso il basso nelle revisioni e quindi nei dati provvisori:

$$\bar{v}^j = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N v_t^j \quad (3.3)$$

$$\bar{w}^j = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N w_t^j \quad (3.4)$$

- l'errore medio assoluto, $|\bar{v}^j|$, e l'errore relativo medio assoluto, $|\bar{w}^j|$, che forniscono indicazioni sull'ampiezza e l'intensità delle revisioni:

$$|\bar{v}^j| = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N |v_t^j| \quad (3.5)$$

$$|\bar{w}^j| = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N |w_t^j| \quad (3.6)$$

- la deviazione standard dell'errore, s_v^j , e dell'errore relativo, s_e^j , che danno informazioni sulla variabilità delle revisioni, e quindi dei dati:

$$s_v^j = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (v_t^j - \bar{v}^j)^2} \quad (3.7)$$

$$s_w^j = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (w_t^j - \bar{w}^j)^2} \quad (3.8)$$

Come detto in precedenza, queste statistiche di sintesi offrono importanti informazioni per gli analisti economici o per le persone che fanno previsione e che spesso utilizzano dati provvisori nelle loro analisi, perché attraverso queste informazioni riescono a valutare l'accuratezza delle stime che stanno utilizzando e, di conseguenza, anche la validità delle loro analisi e dei risultati che ottengono.

Nel prossimo paragrafo vedremo come possono essere interpretate, in sede di analisi, alcune delle informazioni fornite da questi indicatori di sintesi.

3.3 VALUTAZIONE DELLE STATISTICHE DI SINTESI

Le statistiche precedentemente calcolate ci forniscono numerose informazioni sulle caratteristiche delle stime provvisorie dei dati in relazione alla stima finale. Proponiamo qui di seguito alcune considerazioni che si possono trarre analizzando i valori assunti da queste statistiche.

L'errore (relativo) medio non solo fornisce indicazioni sulla tendenza sistematica degli stimatori preliminari e provvisori a sovrastimare o

sottostimare il valore finale (valore medio dell'errore positivo o negativo per tutti i *vintage*), ma un valore molto lontano da zero, in valore assoluto, è un chiaro segnale del fatto che la stima provvisoria non può essere considerata una stima corretta della stima finale in quanto presenta una distorsione. Una stima distorta non può essere considerata una stima accurata, in quanto il valore della stima risulta mediamente diverso dal valore finale dell'aggregato. Pertanto la presenza di distorsione nelle stime preliminari necessita di una certa attenzione da parte dell'utente.

L'errore (relativo) medio assoluto dandoci indicazioni sull'ampiezza delle revisioni, sia verso l'alto che verso il basso, ci permette di capire quanto le stime preliminari e provvisorie possano discostarsi dalla stima finale. Lavorare con dei dati preliminari e provvisori che presentano un elevato errore (relativo) medio assoluto significa rischiare di lavorare con valori molto diversi da quelli che risulteranno essere valori finali, e questo significa rischiare di prendere delle decisioni di politica economica non appropriate oppure di realizzare delle previsioni errate.

Infine lo standard error dell'errore (relativo) fornisce un'idea del livello di accuratezza e variabilità delle stime preliminari e provvisorie. Infatti, un valore dello standard error elevato indica che le discrepanze tra le stime preliminari e provvisorie e quelle riviste sono molto variabili e quindi, queste stime possono assumere valori molto lontani dal vero valore. Per questo motivo, rifacendoci a quanto detto sopra, può essere abbastanza rischioso utilizzare per l'analisi delle stime che presentano standard errors elevati.

Lo standard error ci fornisce indicazioni anche sull'efficacia del processo di revisione. Infatti uno standard error che decresce, magari in modo rapido nelle prime revisioni, per poi stabilizzarsi è un chiaro segnale della presenza di errori "di misura" che vengono eliminati col processo di revisione. In questo caso perciò il processo di revisione risulta utile perché

elimina buona parte della variabilità.

Va altresì detto che in questo caso, se le stime preliminari fossero pubblicate con un ritardo maggiore, probabilmente alcuni errori di misura sarebbero già stati eliminati e lo standard error risulterebbe inferiore.

Vediamo qui di seguito un esempio in cui le considerazioni appena fatte vengono applicate su dei dati reali. Consideriamo le stime del valore assunto dall'indice di produzione industriale (IPI) per la Gran Bretagna nel periodo che va dal 1972Q1 al 1992Q4. Relativamente a questo periodo consideriamo, nel nostro campione, tutte le stime che sono arrivate alla fine del processo di revisione e di cui perciò abbiamo 13 *vintage*. Le statistiche di sintesi, riferite all'errore relativo, assumono i seguenti valori riportati nella Tavola 6 (Patterson 1995b):

Tavola 6: Statistiche di sintesi* delle revisioni dell' IPI della Gran Bretagna

<i>vintage</i>	1	2	3	4	5	6
Errore relativo medio	-0.261	-0.260	-0.236	-0.218	-0.166	-0.123
Errore relativo medio assoluto	0.818	0.723	0.637	0.570	0.499	0.442
Deviazione standard	1.05	0.93	0.82	0.72	0.64	0.56

<i>vintage</i>	7	8	9	10	11	12
Errore relativo medio	-0.084	-0.056	-0.045	-0.043	-0.034	-0.005
Errore relativo medio assoluto	0.374	0.327	0.275	0.231	0.184	0.095
Deviazione standard	0.50	0.44	0.39	0.36	0.32	0.20

* valori percentuali

Dall'osservazione di queste statistiche possiamo notare che la media degli errori è negativa per tutti i *vintage* e questo suggerisce una tendenza sistematica delle stime provvisorie a sottostimare la stima finale dei dati. Vediamo anche che il valore della media, così come pure quello della media assoluta sono abbastanza lontani da zero nei primi *vintage*, ma diminuiscono via via nei *vintage* successivi: per esempio il valore della media associato al primo *vintage* (-0.261) risulta essere circa tre volte più grande del valore della media associato al settimo *vintage* (-0.084) quando siamo a metà del processo di revisione.

Inoltre le stime contenute nei primi *vintage* non possono essere considerate stime efficienti (nel senso della varianza) del valore finale: basti osservare per esempio che lo standard error associato al primo *vintage* (1.05) è più del doppio dello standard error associato al settimo *vintage* (0.50) e questo è un chiaro segnale dell'elevata variabilità associata alle stime contenute nei primi *vintage*.

Da queste analisi è quindi desumibile che il processo di revisione è efficace, in quanto lo standard error associato ai primi *vintage* risulta sensibilmente diminuito negli ultimi *vintage* e le ultime stime risultano stime corrette del valore finale, dato che la media degli errori si avvicina a zero.

Queste considerazioni ci fanno anche riflettere sui possibili errori che si possono commettere se si utilizzano delle versioni di dati in cui le stime relative ai trimestri più recenti sono stime preliminari, o comunque all'inizio del processo di revisione. Infatti i valori assunti da queste stime possono risultare significativamente diversi dai valori finali o comunque rivisti un numero maggiore di volte.

Come conseguenza di queste differenze tra le stime contenute in versioni successive, può accadere, come abbiamo già evidenziato, che anche i risultati presentino delle differenze, in base alla particolare versione utilizzata nell'analisi, e questa è una situazione molto spiacevole per gli

utenti che invece vorrebbero arrivare a conclusioni che abbiano validità , indipendentemente dalla versione di dati utilizzata.

In generale, ad esempio, nel caso inglese le stime contenute nei primi *vintage* di molti aggregati economici, come dimostra Patterson (1991a, 1995a; 2002a) in alcuni suoi lavori sull'impatto delle revisioni, presentano le caratteristiche appena descritte per l'IPI, e quindi risultano stimatori distorti, e quindi non efficienti, dei valori contenuti nel *vintage* finale.

Questo significa che, almeno per quel che riguarda i dati inglesi, nella maggior parte dei casi le stime preliminari e provvisorie non possono essere considerate stime accurate della stima finale: questo deve essere fatto presente agli utenti dei dati che, di conseguenza, devono essere attenti nelle valutazioni dei risultati che hanno ottenuto, nel caso in cui nelle loro analisi abbiano utilizzato delle serie che contengono delle stime preliminari e provvisorie dei dati.

3.4 ERRORI DI MISURA O ERRORI DI PREVISIONE

Una volta definiti degli indicatori di sintesi che permettono di valutare, dal punto di vista quantitativo, la differenza tra le stime preliminari e provvisorie e la stima finale, ci sembra opportuno descrivere come in letteratura è stato caratterizzato il processo di revisione.

Dalla letteratura sull'argomento è emerso che in genere vengono considerate due ipotesi mutualmente esclusive per caratterizzare il legame tra le stime preliminari e provvisorie e quelle definitive (Mankiw *et al.*, 1984; Mankiw e Shapiro, 1986; Mork, 1987; Patterson ed Heravi, 1992; Faust *et al.*, 2002).

Secondo la prima ipotesi, una stima preliminare, o provvisoria, è data

dalla somma tra il vero valore delle variabile considerata ed un errore di misura. In questo caso, una stima preliminare, o provvisoria, è una previsione corretta ma non razionale del vero valore, per cui la revisione va considerata come un semplice errore di misura.

Le stime successive vengono realizzate con l'obiettivo di ridurre la varianza delle revisioni, in modo da rendere le stime provvisorie delle previsioni più precise (efficienti) del valore vero. La riduzione degli errori di misura, che si ottiene attraverso delle stime riviste, realizzate utilizzando un campione più grande e maggiori informazioni, è uno dei mezzi che si utilizzano per realizzare quest'obiettivo e fornire di conseguenza delle stime accurate.

Sotto questa prima ipotesi, il modello di regressione che definisce la relazione tra la stima preliminare, o provvisoria, p_t e la sua stima rivista r_t sarà:

$$p_t = \alpha + \beta r_t + e_t \quad (3.9)$$

in cui α e β sono coefficienti da stimare e e_t è una componente di disturbo a media nulla.

Affinché la stima preliminare, o provvisoria, sia data dalla somma tra il vero valore ed un errore di misura, è necessario che la stima preliminare sia una stima corretta del valore rivisto. Questa condizione è soddisfatta quando nel modello precedente:

$$\alpha = 0 \text{ e } \beta = 1.$$

In questo caso è possibile riscrivere il modello come:

$$p_t = r_t - e_t$$

da cui si vede chiaramente come, secondo questa prima ipotesi, la revisione possa essere considerata come un errore di misura, cioè come la differenza tra la stima preliminare, o provvisoria, e quella rivista.

Da questo modello possiamo derivare alcune implicazioni statistiche

sulle proprietà delle revisioni, e quindi delle stime (Patterson, 1992,a):

- la revisione e_t è incorrelata con il valore rivisto r_t , ma è correlata con i dati disponibili al momento in cui la stima provvisoria viene calcolata, e in particolare è correlata con la stima preliminare stessa p_t ;
- la varianza delle stima preliminare è maggiore della varianza del vero valore, in quanto $\text{var}(p_t) = \text{var}(r_t) + \text{var}(e_t)$. Questo comporta che la varianza delle stime provvisorie diminuisca via via che le stime vengono riviste.

La seconda ipotesi sostiene invece che una stima preliminare, o provvisoria, sia una previsione razionale del vero valore della variabile, e in tal caso la revisione va considerata come un errore di previsione; di conseguenza le stime successive vengono realizzate con l'obiettivo di eliminare, o almeno ridurre, gli errori di previsione, dal momento che dovrebbero incorporare maggiori informazioni.

Secondo la letteratura sulle valutazioni delle previsioni economiche, una previsione è definita razionale se sono soddisfatte le seguenti condizioni (Holden e Peel, 1985):

- le previsioni non sono affette da distorsione sistematica;
- gli errori di previsione sono tra loro serialmente incorrelati e questo significa che gli errori passati non dovrebbero avere nessun effetto sugli errori presenti e futuri;
- le stime preliminari e provvisorie sono efficienti, cioè utilizzano tutta l'informazione rilevante disponibile al momento in cui vengono prodotte.

Sotto questa seconda ipotesi, il modello di regressione che definisce la relazione tra la stima preliminare p_t e al sua stima rivista r_t , sarà:

$$r_t = \alpha + \beta p_t + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

in cui α e β sono coefficienti da stimare e ε_t è una componente di

disturbo a media nulla.

Inoltre, affinché p_t risulti una previsione razionale, dovrà essere:

$$\alpha = 0 \text{ e } \beta = 1$$

In questo caso il modello assume la forma:

$$r_t = p_t + \varepsilon_t$$

per cui, secondo questa seconda ipotesi, la revisione va considerata come un errore di previsione, cioè come la differenza tra la stima rivista e quella preliminare, o provvisoria.

Anche da questo secondo modello, relativo alla seconda ipotesi, possiamo derivare delle implicazioni statistiche sulle proprietà delle revisioni:

- la revisione è incorrelata con l'informazione disponibile al momento in cui viene realizzata la previsione e quindi con la stima preliminare, o provvisoria, ma è correlata con la stima rivista del vero valore;
- la varianza della stima rivista è maggiore della varianza della stima preliminare, o provvisoria, in quanto $\text{var}(r_t) = \text{var}(p_t) + \text{var}(\varepsilon_t)$. Questo comporta che, in generale, il valore della stima finale risulti più variabile rispetto alle sue stime precedenti.

Noi comunque in generale, a prescindere dalle definizioni date nelle due ipotesi, chiameremo errore la differenza tra la stima preliminare, o provvisoria, e le stime rivista:

$$\text{errore} = p_t - r_t$$

e revisione la differenza tra le stime rivista e la stima preliminare, o provvisoria:

$$\text{revisione} = r_t - p_t.$$

Questo perché, concettualmente, la differenza tra valore rivisto e valore prima della revisione rende meglio l'idea del miglioramento, in termini di accuratezza, apportato alle stime preliminari e provvisorie, dal processo di

revisione (Lupi e Peracchi, 2003).

Comunque, tornando alle due ipotesi sulla caratterizzazione del processo delle revisioni, va sottolineato che il fatto che le revisioni possano essere considerate come errori di misura o come errori generati da previsioni razionali (o efficienti), dipende in gran parte da come le Agenzie Statistiche hanno costruito le stime provvisorie. Se queste Agenzie hanno calcolato le stime semplicemente unendo i dati forniti dalle varie fonti, ma senza tenere conto delle eventuali correlazioni temporali nelle serie e delle possibili correlazioni incrociate tra le variabili, allora ci aspetteremo che le revisioni si comportino come degli errori di misura.

Al contrario, se queste Agenzie hanno utilizzato procedure statistiche ottimali per calcolare le stime, allora ci aspetteremo che le revisioni si comportino come errori generati da stime efficienti. La nostra speranza è ovviamente quella che le revisioni si comportino come errori generati da previsioni efficienti, perché in questo caso, il fatto che le Agenzie Statistiche abbiano utilizzato delle procedure ottimali, fa ben sperare nell'accuratezza delle stime provvisorie e quindi ci permette di avere una certa tranquillità quando utilizziamo queste stime.

A questo proposito citiamo il lavoro di Faust *et al.*, (2002) relativamente alla caratterizzazione del processo di revisione del GDP, relativo alle stime prodotte dai Paesi appartenenti al G7. Gli autori sostengono che le revisioni sono abbastanza ampie per tutti gli Stati e perciò portano a modifiche dei dati, talvolta sostanziali. Nonostante le dimensioni delle revisioni, il livello con cui le revisioni incorporano le nuove informazioni varia a seconda degli Stati.

Il dato più interessante emerso da questo studio è che le revisioni che si realizzano in Inghilterra, Giappone e Italia sembrano per buona parte realizzate per eliminare gli errori di misura piuttosto che per incorporare nuove informazioni. Perciò in questi Stati le revisioni andrebbero

caratterizzate più come errori di misura che come errori generati da previsioni efficienti.

Emerge allora quanto sia importante riuscire a capire come caratterizzare le revisioni, e quindi come considerare le stime preliminari e provvisorie, per le persone che utilizzano queste stime preliminari e provvisorie per realizzare le analisi economiche o per costruire delle previsioni. Attraverso una corretta caratterizzazione del processo di revisione infatti, si riesce ad avere un'idea sia della correttezza delle procedure adottate per il calcolo delle stime, sia dell'accuratezza delle stime stesse e quindi si riesce a valutare il rischio che si corre quando si utilizzano stime preliminari e provvisorie in sede di analisi.

CORRETTEZZA ED EFFICIENZA

4.1 INTRODUZIONE

Nel capitolo precedente abbiamo evidenziato come, attraverso l'utilizzo di alcune semplici statistiche di sintesi, sia possibile valutare sotto l'aspetto quantitativo la differenza tra stime preliminari e provvisorie e le stime finali dei dati. Come però abbiamo premesso nel capitolo precedente, il solo utilizzo di questi indicatori non è sufficiente per valutare l'accuratezza di queste stime.

Per valutare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie è necessario fare un passo avanti e approfondire l'analisi statistica del processo di revisione. Introduciamo pertanto due concetti che, in statistica, permettono di valutare quanto una stima risulti vicina al vero valore e quindi la sua accuratezza: la correttezza e l'efficienza (debole) (Lupi e Peracchi, 2003).

Nell'ambito del nostro lavoro la correttezza e l'efficienza risultano essere due condizioni molto importanti in quanto, se le stime preliminari e provvisorie risultano stime corrette ed efficienti del vero valore (o comunque della stima finale), allora possiamo affermare che queste stime sono accurate e perciò non incontreremo problemi anche se nelle nostre analisi utilizzeremo delle versioni dei dati che contengono delle stime preliminari e provvisorie (Croushore e Stark, 1999).

Al contrario, se le stime preliminari e provvisorie risultano essere stime distorte, e quindi non efficienti, della stima finale, questo significa

che queste stime sono inaccurate e, di conseguenza, i valori di queste stime potrebbero differire in modo significativo dal valore della stima finale. Questa differenza, come abbiamo già evidenziato in precedenza, potrebbe portare a differenze nei risultati a cui si perviene se si utilizzano delle serie storiche che contengono delle stime preliminari e provvisorie dei dati, anziché la serie storiche contenenti le stime finali (Croushore e Stark, 1999).

Come abbiamo già visto in precedenza, la differenza dei risultati per buona parte dipende dal numero dei dati e dal peso delle stime preliminari e provvisorie all'interno della serie. Se la serie con cui stiamo lavorando è lunga e tutti i dati hanno lo stesso peso, non è detto a priori che le differenze presenti in alcuni dati possano influenzare in modo significativo il risultato (Croushore e Stark, 1999).

D'altra parte ci sembra opportuno avvertire gli utenti che, nel caso utilizzino nelle loro analisi versioni contenenti stime preliminari o provvisorie, parte dell'informazione con cui stanno lavorando potrebbe essere inaccurata e quindi differire in modo sostanziale dalle stime degli stessi dati pubblicate successivamente. Sarà poi cura degli stessi utenti verificare l'impatto di queste differenze nei risultati delle loro analisi.

Da quanto appena detto, sembra chiaro il ruolo importante che correttezza ed efficienza rivestono nell'ambito della valutazione della qualità, e in particolare dell'accuratezza, delle stime. In questo capitolo pertanto descriveremo i test proposti dalla letteratura per verificare la correttezza e l'efficienza delle stime preliminari e provvisorie (Hansen e Hodrik, 1980; Brown e Maital, 1981; Mork, 1987; Holden e Peel, 1990; Patterson ed Heravi, 1991; Patterson, 1992; Patterson 1995c; Patterson 2002b).

La seconda parte del capitolo sarà invece dedicata alla descrizione di un metodo alternativo per la valutazione dell'accuratezza delle stime

preliminari e provvisorie: lo studio dei segni delle variazioni. Questo metodo, sviluppato da Merton (1981), è stato inizialmente applicato alla finanza. In seguito però ha trovato applicazione anche in macroeconomia, nell'ambito della previsione di variabili macroeconomiche. La logica di fondo di questo metodo risulta interessante nella valutazione dell'accuratezza delle stime preliminari, pertanto abbiamo deciso di inserirlo in questo capitolo.

4.2 TEST PER LA CORRETTEZZA E L'EFFICIENZA

Da quanto appena detto nel paragrafo precedente, emerge come l'eventuale correttezza ed efficienza del processo di revisione, e conseguentemente delle stime preliminari e provvisorie, siano due aspetti importanti per definire il livello di accuratezza delle stime. In questo paragrafo pertanto proporremo dei test che permettono di verificare l'eventuale correttezza ed efficienza delle stime contenute nel *vintage* preliminare e in quelli provvisori, rispetto alle stime contenute nel *vintage* finale.

In questo capitolo analizziamo i test per la correttezza e l'efficienza nel caso standard, cioè nel caso in cui le serie con cui stiamo lavorando siano stazionarie cioè si evolvano attorno a un valore costante. Infatti, nel caso in cui le serie storiche presentino almeno una radice unitaria, i test tradizionali del caso standard risultano non corretti. Questo è dovuto al fatto che questi test si basano su un modello di regressione in cui le stime OLS dei coefficienti risultano distorte nel caso in cui le variabili del modello siano non stazionarie (Engle e Granger, 1987; Patterson, 1991a).

Per verificare la correttezza e l'efficienza delle stime preliminari e

provvisorie rispetto alla stima finale, consideriamo queste stime come delle previsioni del vero valore (che assumiamo coincide col valore della stima finale) e quindi ipotizziamo che le revisioni si caratterizzino come errori di previsione. In questo modo possiamo utilizzare i test utilizzati in econometria per verificare la razionalità delle previsioni.

Nel fare questa ipotesi, implicitamente assumiamo che il modello che definisce la relazione tra le stime contenute nel *vintage* preliminare e provvisori finale siano una funzione delle stime contenute nei *vintage*, più un errore di previsione, come visto nel primo paragrafo relativo alla caratterizzazione del processo di revisione nel capitolo precedente (Patterson, 1995b).

In base a tali ipotesi, per verificare la correttezza delle stime contenute nei *vintage* preliminare e provvisori, rispetto al valore assunto dalla stime contenute nel *vintage* finale, seguendo l'approccio suggerito da Holden e Peel (1985) e da Patterson (1995b, c), consideriamo la regressione¹:

$$\mathbf{y}_t^f = \alpha + \beta \mathbf{y}_t^j + \mathbf{u}_t^j \quad (4.1)$$

dove $j = 1, \dots, f - 1$ rappresenta un generico *vintage* di dati .

La correttezza delle stime contenute nel generico *vintage*, preliminare o provvisorio, j si ha quando la revisione ha media nulla, cioè quando è soddisfatta la condizione:

$$E(\mathbf{y}_t^f - \mathbf{y}_t^j) = 0.$$

¹ In generale, una questione simile sorge quando si considera la correttezza di una previsione rispetto a quello che risulta essere il vero valore che si realizza. In tale contesto si considera la regressione:

$$A_t = \alpha + \beta F_t + \varepsilon_t$$

dove A_t e F_t sono rispettivamente il valore reale e la previsione (Patterson, 1995b).

Questa condizione si verifica quando i coefficienti α e β della regressione (4.1) assumono contemporaneamente i valori 0 e 1 rispettivamente.

Possiamo pertanto concludere che la correttezza delle stime relative al generico *vintage* j , rispetto ai valori assunti dalla variabile nel *vintage* finale, viene testata attraverso l'ipotesi congiunta:

$$H_0 : (\alpha, \beta) = (0, 1). \quad (4.2)$$

Alcuni autori, tra cui Hansen e Hodrick (1980), Brown e Maital (1981), Holden e Peel (1990) e Patterson (1992), hanno sottolineato come nello stimare i coefficienti di questo modello bisogna tenere presente che i residui del modello (4.1) potrebbero risultare serialmente correlati. Infatti, nel caso in cui quest'ultima condizione si verifichi, non possiamo più utilizzare il p-value associato alle stime OLS per accettare o rifiutare l'ipotesi nulla, perché la stima della matrice di varianza e covarianza dei residui ottenuta col metodo OLS, risulta inconsistente.

Per ovviare a questo problema Hansen e Hodrick (1980), Brown e Maital (1981), Holden e Peel (1990) propongono di stimare α e β con i minimi quadrati ordinari ma di correggere la stima della matrice di varianza e covarianza attraverso l'utilizzo dei minimi quadrati generalizzati.

Tuttavia questo test presenta delle lacune. Infatti Wallis (1989) e Holden e Peel (1990) hanno evidenziato che il non rifiuto dell'ipotesi nulla del test (4.2) fornisce una condizione sufficiente ma non necessaria per la correttezza. Infatti se sottraiamo \mathbf{y}_t^j da entrambi i membri dell'equazione (4.1) otteniamo:

$$\mathbf{y}_t^f - \mathbf{y}_t^j = \alpha + (\beta - 1)\mathbf{y}_t^j + \mathbf{u}_t.$$

In questo caso la media delle revisioni risulta:

$$E(\mathbf{y}_t^f - \mathbf{y}_t^j) = \alpha + (\beta - 1)E(\mathbf{y}_t^j)$$

da cui risulta che la condizione di correttezza, che richiede la media delle revisioni nulla è soddisfatta quando:

$$\alpha + (\beta - 1)E(\mathbf{y}_t^j) = 0$$

cioè quando:

$$\alpha = (1 - \beta)E(\mathbf{y}_t^j). \quad (4.3)$$

Perciò anche se i coefficienti del modello (4.1) non assumono i valori 0 e 1, rispettivamente, la correttezza è soddisfatta ogni volta che i coefficienti soddisfano la relazione (4.3).

Per questo Wallis (1989) e Holden e Peel (1990) hanno proposto un test alternativo. Gli autori infatti hanno proposto di considerare la regressione:

$$\mathbf{y}_t^f - \mathbf{y}_t^j = \gamma + \mathbf{u}_t \quad (4.4)$$

e per verificare la correttezza di realizzare un test che abbia come ipotesi nulla :

$$H_0 : \gamma = 0.$$

Una volta verificata la correttezza, per assicurare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie è necessario verificare anche l'efficienza del processo di revisione. In statistica si possono trovare due diverse definizioni di efficienza: l'efficienza forte e l'efficienza debole. La prima richiede che le revisioni siano incorrelate con l'informazione disponibile al momento della realizzazione della stima (preliminare o provvisoria che sia) (Patterson, 1992a). L'efficienza debole invece richiede che gli errori passati non abbiano effetto sugli errori futuri.

Per garantire anche l'efficienza, la correttezza è una condizione necessaria ma non sufficiente, in quanto una stima potrebbe risultare non distorta, ma essere comunque una previsione non efficiente. Al contrario una stima distorta non può essere efficiente e quindi l'assenza di correttezza implica anche l'assenza di efficienza.

L'efficienza debole, come abbiamo già visto in precedenza relativamente all'efficienza delle previsioni, richiede che gli errori presenti, o futuri, non risentano in alcun modo dell'effetto degli errori passati. Perciò una volta stimata la correttezza, per verificare anche l'efficienza debole è sufficiente verificare l'incorrelazione degli errori con gli errori passati. Poiché non conosciamo il vero valore degli errori, utilizziamo come loro stima i residui del modello (4.1), u_t .

Per verificare l'efficienza debole stimiamo quindi l'equazione che regredisce i residui presenti, sui residui passati, cioè:

$$u_t = \rho_0 + \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_n u_{t-n} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

Per poter affermare che i residui presenti sono incorrelati con i residui passati è necessario che tutti i coefficienti della regressione (4.5) abbiano valore 0 contemporaneamente.

Infatti in questo caso si avrebbe:

$$u_t = \varepsilon_t$$

Quindi l'incorrelazione degli errori si verifica attraverso l'ipotesi congiunta:

$$H_0 : \rho_0 = \rho_1 = \dots = \rho_n = 0 \quad (4.6)$$

dove l'accettazione dell'ipotesi nulla implica appunto l'incorrelazione dei residui con i residui passati.

In conclusione perciò, l'efficienza debole si verifica quando:

- $\alpha = 0$ e $\beta = 1$ nell'equazione (4.1), o in alternativa $\gamma = 0$ nell'equazione (4.4) (per la correttezza);
- i residui del modello risultano seguire un processo a media mobile di ordine s , MA(s), dove $s \leq n - 1$ ² (per l'incorrelazione degli errori).

² Nel considerare il modello di regressione $y_t^f = \alpha + \beta y_t^j + u_t^j$ è necessario tenere presente che le stime appartenenti ai primi vintages possono essere considerate delle previsioni con orizzonte di

Come abbiamo già sottolineato nell'introduzione del capitolo, la verifica delle condizioni di correttezza ed efficienza delle stime contenute nei *vintage* preliminari e provvisori garantisce l'accuratezza di queste stime e quindi, dal punto di vista dell'analisi, rassicura gli utenti sulla stabilità dei risultati a cui pervengono sebbene utilizzano versioni dei dati contenenti stime preliminari o provvisorie.

D'altro canto il rifiuto di una di queste condizioni (o di entrambe), non implica a priori che, utilizzando delle versioni che contengono delle stime preliminari o provvisorie per le nostre analisi, giungeremo a conclusioni errate. Tuttavia, come abbiamo già sottolineato in precedenza, è importante che gli utenti siano consapevoli del livello di accuratezza dei dati con cui stanno lavorando in modo che possano verificare la correttezza dei risultati a cui giungono.

Come avevamo già spiegato all'inizio di questo paragrafo, i test appena descritti possono essere utilizzati nel caso standard, cioè nel caso in cui \mathbf{y}_t^j e \mathbf{y}_t^f risultino stazionarie. Talvolta però, quando i dati si riferiscono a variabili economiche, le serie storiche contenute nei *vintage* \mathbf{y}_t^j e \mathbf{y}_t^f possono presentare una radice unitaria, cioè i dati si evolvono attorno a un trend.

Nel caso in cui le serie risultino non stazionarie, i test precedenti dovranno essere opportunamente adattati e si baseranno sull'analisi di cointegrazione (Sims, 1980; Engle e Granger, 1987; Patterson ed Heravi, 1991a, b; Patterson, 1995b; 2000; 2002a; Gallo e Marcellino, 1999).

Di fatto la presenza di una radice unitaria è una caratteristica comune a gran parte delle serie storiche economiche e perciò merita un'analisi approfondita. Inoltre, oltre a permettere di realizzare i test di

previsione $n = f - j$. In questo caso i residui del modello risulteranno seguire un processo a media mobile che al massimo sarà di ordine $n - 1$.

correttezza ed efficienza, l'analisi di cointegrazione permette anche di studiare l'eventuale relazione esistente tra i vari *vintage*. Per questo motivo si è deciso di dedicare all'analisi sulla cointegrazione il prossimo capitolo.

4.3 UN METODO ALTERNATIVO DI VALUTAZIONE: LO STUDIO DEI SEGNI DELLE VARIAZIONI.

Finora la nostra analisi è stata condotta considerando le caratteristiche quantitative del processo di revisione. Tuttavia è possibile considerare un approccio alternativo che, dal punto di vista operativo, permette di valutare l'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie, senza ricorrere all'utilizzo dei test precedentemente descritti.

Questo approccio, che è un approccio di tipo non parametrico, è stato inizialmente utilizzato in finanza (Merton, 1981; Henriksson e Merton, 1981; Ash *et al.*, 2002) per valutare la correttezza delle stime nei mercati finanziari e solo in un secondo momento è stato applicato anche alla macroeconomia relativamente alle previsioni delle stime delle variabili macroeconomiche.

Questo approccio, invece che attraverso i test visti in precedenza, valuta la razionalità di una stima preliminare, o provvisoria, confrontando la direzione di questa stima, con la direzione della stessa stima dopo la revisione (Ash *et al.*, 1998; 2002).

Denotiamo con $p_1(t)$ la probabilità che una stima preliminare, o provvisoria, colga la direzione corretta condizionatamente al fatto che si sia verificata una reale svolta in t , e denotiamo con $p_2(t)$ la probabilità che una stima preliminare, o provvisoria, colga la direzione corretta condizionatamente al fatto che non si sia verificata una reale svolta in t .

Merton (1981) ha dimostrato che una condizione necessaria e sufficiente per poter affermare che una stima preliminare è una stima razionale (direzionalmente) della stima rivista è che $p_1(t) + p_2(t) \geq 1$.

La logica di fondo di questo approccio è la seguente: poiché una probabilità assume sempre valori compresi tra 0 e 1, il fatto che la somma delle due probabilità, $p_1(t)$ e $p_2(t)$, debba essere maggiore o uguale ad uno significa che una stima preliminare, o provvisoria, può essere considerata una stima razionale (direzionalmente) quando riesce a cogliere la direzione corretta della stima rivista in almeno la metà dei casi.

Se così non è, cioè se una stima preliminare, o provvisoria, in più della metà dei casi non riesce a cogliere la direzione della stima rivista, allora le stime preliminari in più della metà dei casi sbagliano a stimare la direzione che assumerà la stima rivista e perciò non le possiamo considerare buone stime.

Sulla base di quanto appena detto, seguendo quanto fatto da Stekler (1994) e da Ash *et al.*, (1998) possiamo costruire una tavola di contingenza, riportata nella Tavola 7, che ci permetta di verificare l'indipendenza, e quindi la razionalità (direzionale), delle stime preliminari rispetto alla stime riviste e, in particolare, rispetto alle stime finali.

Tavola 7: Tavola di contingenza per l'analisi direzionale

		Stime riviste		
		< 0	≥ 0	
Stime preliminari	< 0	$p_{11}(t)(m_1)$	$p_{12}(t)(m_2)$	$p_{1.}(t)(m)$
	≥ 0	$p_{21}(t)(n_1 - m_1)$	$p_{22}(t)(n_2 - m_2)$	$1 - p_{1.}(t)(n - m)$
		$p_{.1}(t)(n_1)$	$1 - p_{.1}(t)(n_2)$	$1(n)$

dove $p_{ij}(t)$, $i, j = 1, 2$, rappresenta la probabilità congiunta che un'osservazione appartenga alla riga i e alla colonna j (ottenuta dai dati disponibili) e dove $p_{i.}(t)$ e $p_{.j}(t)$ rappresentano le probabilità marginali. Inoltre i valori in parentesi m_i e $(n_i - m_i)$ rappresentano il numero di osservazioni in ogni cella.

Una volta costruita questa tabella, possiamo calcolare il valore di :

$$p_1(t) = \frac{p_{11}(t)}{p_{.1}(t)} \text{ e } p_2(t) = \frac{p_{22}(t)}{1 - p_{.1}(t)}$$

e quindi andare a realizzare il test sulla razionalità delle previsioni.

Questo test avrà come ipotesi nulla il caso di soglia, in cui almeno la metà delle stime preliminari coglie correttamente il segno delle stime finali:

$$H_0 : p_1(t) + p_2(t) = 1.$$

In questo caso, l'accettazione dell'ipotesi nulla implica che almeno la metà delle stime preliminari individua correttamente la direzione delle stime finali e perciò possiamo considerare le stime preliminari delle stime razionali (direzionalmente) della stima finale.

Questo tipo di approccio viene condotto attraverso un'analisi qualitativa del processo di revisione mentre trascurava completamente l'aspetto quantitativo. Quindi l'analisi direzionale risulta dare informazioni meno approfondite riguardo all'accuratezza delle stime preliminari.

Tuttavia, da un punto di vista operativo risulta molto utile in quanto, se per le stime preliminari accettiamo l'ipotesi di razionalità direzionale, allora possiamo pensare di proseguire con la nostra analisi applicando i test di razionalità, utilizzati abitualmente, in modo da verificare anche la correttezza e l'efficienza delle stime preliminari.

Nel caso contrario, cioè se il test di razionalità direzionale porta al rifiuto dell'ipotesi di razionalità, allora sappiamo già che le stime preliminari, in più della metà dei casi, non riescono a cogliere la vera direzione della stima finale e quindi non ha senso considerarle delle stime accurate del valore finale ed eventualmente andare a fare i test di razionalità.

UNO STUDIO SULLA COINTEGRAZIONE DEL PROCESSO DI REVISIONE

5.1 INTRODUZIONE

Nel capitolo precedente abbiamo descritto i test per la valutazione della correttezza e dell'efficienza delle stime preliminari e provvisorie nel caso standard, cioè quando le serie storiche dei dati sono stazionarie. Nella realtà la maggior parte delle serie storiche economiche risulta evolversi attorno ad un trend, piuttosto che attorno ad una costante. In termini di modello, questo significa che la serie storica più che essere generata da un processo stazionario, risulta generata da un processo integrato³, cioè da un processo che presenta almeno una radice unitaria.

In questo caso l'analisi di correttezza ed efficienza non utilizza test del caso standard ma si basa sull'analisi di cointegrazione (Patterson ed Heravi, 1991a, b; Patterson, 1992; 2002a, b; 2003; Di Fonzo *et al.*, 1994; Gallo e Marcellino, 1999).

Infatti nel caso in cui tutti i *vintage* risultino cointegrati, possiamo affermare che le stime preliminari e provvisorie, poiché si evolvono attorno allo stesso trend delle stime finali, riescono comunque a cogliere le caratteristiche dei dati e perciò sono accurate. Pertanto in questo caso anche se si lavora con versioni dei dati contenenti delle stime preliminari e

³ Una serie si definisce integrata di ordine p , $I(p)$, se risulta stazionaria dopo essere stata differenziata p volte.

provvisorie non si perviene a risultati molto diversi da quelli a cui si giunge utilizzando versioni contenenti solo stime finali..

Al contrario, nel caso in cui i *vintage* non siano cointegrati, allora possono esserci delle discrepanze tra le stime preliminari e provvisorie e le stime finali. Di conseguenza un utente che utilizzerà delle versioni dei dati contenenti queste stime dovrà poi avere l'accortezza di andare a verificare la stabilità dei risultati a cui giunge.

In questo capitolo si divide in due parti: nella prima parte, dopo aver introdotto il concetto di processo di misurazione dei dati (Patterson, 1994; 1995a, b, c; 2000; 2002a, b; 2003) necessario per realizzare l'analisi attraverso un modello multivariato, descriveremo le fasi attraverso cui si realizza l'analisi di cointegrazione. Sfruttando questi risultati mostreremo poi come adattare i test del caso standard al caso non stazionario.

Nella seconda parte invece descriveremo ulteriori analisi che si possono realizzare nel caso in cui i *vintage* risultino cointegrati. Vedremo pertanto l'esatta identificazione dei vettori di cointegrazione, i fattori comuni secondo l'approccio di Gonzalo e Granger (1995) e l'esogeneità debole (Patterson, 2000, 2002a, b; 2003).

5.2 LA MODELLAZIONE DI UN PROCESSO MULTIVARIATO

Per realizzare l'analisi di cointegrazione tra tutti i *vintage* è necessario passare da un modello univariato in cui si confrontava un generico *vintage* j con il *vintage* finale, a un modello multivariato in cui si confrontano tra loro tutti i *vintage* contemporaneamente. A questo proposito introduciamo il concetto di DMP (processo di misurazione dei dati) definito come il

processo che genera differenti *vintage* di dati relativi alla stessa variabile⁴ (Patterson, 1994; 1995a, b, c; 2000; 2002a, b; 2003).

L'introduzione del DMP permette di studiare i vari *vintage* nel loro complesso. Infatti se ci sono f *vintage* di dati relativi a una stessa variabile, allora il DMP definisce f variabili casuali. In pratica possiamo considerare i nostri f *vintage* come delle osservazioni della stessa variabile generate da una distribuzione f -variata, che viene definita attraverso il DMP (Patterson, 2002a, b; 2003).

Pertanto modellare il DMP significa modellare una distribuzione f -variata, e questo ci permette di analizzare le caratteristiche dei dati nel loro complesso e di verificare se un singolo *vintage* può riuscire a catturare le proprietà salienti del processo multivariato che lo ha generato (Patterson, 2002a, b; 2003).

Ci sono tre aspetti fondamentali da considerare per la modellazione di un processo multivariato (Patterson, 2002b):

- l'ordine di integrazione delle variabili che lo compongono (in questo caso i diversi *vintage*);
- un modello di regressione multivariato;
- l'eventuale specificazione di un trend comune.

Questi tre aspetti verranno analizzati attraverso la cointegrazione e le successive analisi nei prossimi paragrafi.

5.3 L'ANALISI DI COINTEGRAZIONE

L'analisi di cointegrazione si rivela uno strumento molto utile per lo studio delle serie storiche che, come ad esempio quelle economiche, sono

⁴ Vedremo il DMP in modo più approfondito nel Capitolo 7.

soggette a numerose revisioni. Attraverso l'analisi di cointegrazione, infatti, siamo in grado di valutare l'accuratezza delle stime contenute nei *vintage* preliminari e provvisori.

Infatti, come abbiamo già premesso nel paragrafo introduttivo del capitolo, nel caso in cui i *vintage* risultino cointegrati, allora le stime preliminari e provvisorie riescono a cogliere le caratteristiche salienti dell'aggregato che intendono stimare e quindi sono accurate. Perciò l'utilizzo in sede di analisi di versioni contenenti queste stime non crea problemi per riguarda la stabilità dei risultati.

Al contrario, se i vari *vintage* risultano non cointegrati le stime preliminari e provvisorie non possono essere considerate delle stime accurate del valore finale e di conseguenza l'utilizzo di versioni contenenti queste stime può talvolta portare a risultati diversi da quelli che otterremmo lavorando versioni che contengono solo finale. In questo caso pertanto sarà necessario verificare la correttezza dei risultati, magari ripetendo l'analisi utilizzando altre versioni dei dati.

Dopo che ne abbiamo sottolineato l'utilità, vediamo qui di seguito come procedere con l'analisi di cointegrazione.

5.3.1 Il test ADF per la verifica della presenza di radici unitarie

Prima di procedere con la modellazione dei dati e con l'analisi di cointegrazione dobbiamo andare a verificare l'ordine di integrazione delle serie relative ai vari *vintage*. La nostra speranza è che queste serie di dati contengano tutte lo stesso numero di radici unitarie, cioè siano tutte integrate dello stesso ordine. Questa è una condizione plausibile in quanto se i diversi *vintage* sono generati dallo stesso processo, allora è lecito aspettarsi che abbiano le stesse caratteristiche e, soprattutto, lo stesso andamento di lungo periodo.

Per verificare il grado di integrazione dei diversi *vintage*, abbiamo a disposizione numerosi test (Cappuccio e Orsi, 2002), tra cui citiamo il test Dickey-Fuller, il test Phillips e Perron e il test Dickey-Fuller Aumentato (ADF) molto utilizzati negli ultimi decenni. Secondo Engle e Granger (1987), tra questi, il test migliore da utilizzare è il test ADF in quanto risulta avere una potenza superiore rispetto agli altri sopra citati. Questo test va applicato ai singoli *vintage* presi separatamente ed ha la forma:

$$\Delta \mathbf{y}_t = \gamma_0 + (\rho - 1)\mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (5.1)$$

dove \mathbf{y}_t è la serie di interesse, che nel nostro caso corrisponde al generico *vintage* j , $\Delta \mathbf{y}_t \equiv \mathbf{y}_t - \mathbf{y}_{t-1}$, e p è il numero di ritardi per $\Delta \mathbf{y}_t$ che si è deciso di includere nel modello.

Come abbiamo sottolineato in precedenza, la nostra speranza è che le serie relative ai vari *vintage* risultino tutte integrate di ordine uno, $I(1)$, cioè risultino evolversi attorno ad un trend stocastico. Perciò l'ipotesi nulla del test sarà:

$$H_0 : (\rho - 1) = 0 \Rightarrow \rho = 1 \quad (5.2)$$

dove l'accettazione dell'ipotesi nulla implica appunto la presenza di una radice unitaria nel processo che genera le serie.

5.3.2 La modellazione dei dati: i modelli VAR e VECM

Una volta che si è verificato che le serie storiche relative ai vari *vintage* presentano tutte una radice unitaria, si procede con la modellazione e l'analisi dei dati. Seguendo l'approccio suggerito da Engle e Granger (1987) e adottato da Patterson (2002a, b; 2003), l'analisi viene condotta attraverso l'utilizzo di equazioni simultanee.

Nel capitolo precedente l'equazione che definiva la relazione tra un *vintage* preliminare o provvisorio e il *vintage* finale era ottenuta attraverso la

regressione (4.1). In un contesto multivariato, invece, vogliamo definire una relazione tra tutti i *vintage* preliminare e provvisori e il *vintage* finale all'interno di uno stesso modello. Questa relazione viene rappresentata attraverso un set di equazioni simultanee (Engle e Granger, 1987) noto come il modello VAR (Vector Autoregressive):

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Gamma}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Gamma}_q \mathbf{y}_{t-q} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (5.3)$$

dove $\mathbf{y}_t = (y_t^1, y_t^2, \dots, y_t^j, \dots, y_t^f)$, $\boldsymbol{\mu} = (\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_j, \dots, \mu_f)$, e dove $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim i.i.d.N(0, \boldsymbol{\Sigma})$ con $\boldsymbol{\Sigma} = \{\sigma_{ij}\}$ matrice definita positiva.

Per verificare l'ipotesi di cointegrazione il modello VAR viene comunemente riparametrizzato nel modello VECM (Vector Error Correction Model):

$$\Delta \mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Pi} \mathbf{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \boldsymbol{\Gamma}_i^* \Delta \mathbf{y}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (5.4)$$

Questo modello ci permette di ottenere il vettore autoregressivo di cointegrazione f -variato di ordine p .

L'analisi della cointegrazione si basa sullo studio del rango della matrice $\boldsymbol{\Pi} = \mathbf{I} + \sum_{i=1}^{q-1} \boldsymbol{\Gamma}_i$, attraverso cui si definisce il numero di *vintage* cointegrati.

5.3.3 La definizione del numero di trend comuni

Abbiamo detto che l'analisi di cointegrazione si basa sullo studio del rango della matrice $\boldsymbol{\Pi}$. Infatti, il rango della matrice $\boldsymbol{\Pi}$, denotato con r indica il numero di *vintage* dei dati che, se le condizioni necessarie sono verificate, risultano cointegrati. Questo significa che se la matrice $\boldsymbol{\Pi}$ ha rango r , allora ci saranno r (con $0 \leq r \leq f$) *vintage* cointegrati e che perciò seguono lo stesso trend di lungo periodo.

Va sottolineato un aspetto importante relativo al rango della matrice

$\mathbf{\Pi}$: se questa non è a rango pieno, allora può essere scomposta nel prodotto di due matrici α e β , di dimensione $f \times r$, di rango $r \geq 1$, per cui $\mathbf{\Pi} = \alpha\beta'$. Nel caso in cui si possa realizzare questa scomposizione, dato il rango r della matrice, ci saranno r relazioni di cointegrazione (o di equilibrio) date da $\beta'y_t$. Le matrici α e β saranno in seguito molto utili per l'analisi in quanto α_{\perp} ⁵ definisce lo spazio dei trend stocastici comuni e β definisce lo spazio di cointegrazione.

Osserviamo che esiste un relazione che lega il rango r e il numero di trend comuni s : Se il rango della matrice è r , con $0 \leq r \leq f$, ci saranno $s = f - r$ trend comuni. In questo senso la cointegrazione può essere vista come la riduzione del numero di trend stocastici nel modello da un massimo di f a s .

Cominciamo la nostra analisi sul rango di $\mathbf{\Pi}$ osservando che se $r = f$, cioè se la matrice avesse rango pieno, non ci sarebbero radici unitarie e perciò y_t risulterebbe generata da un processo I(0) anziché I(1). Questo crea una contraddizione con l'assunto fatto all'inizio, cioè che y_t sia I(1). Perciò affinché le condizioni iniziali siano soddisfatte è necessario che ci sia almeno un trend stocastico comune. Possiamo pertanto escludere il caso $r = f$ dalla nostra analisi (Patterson, 2002a, b).

Rimangono altri tre casi possibili, li vediamo qui di seguito e ne analizziamo le implicazioni in termini di relazioni tra i *vintage*:

- $r = 0$ e perciò $s = f$. Questo significa che non c'è nessun *vintage* cointegrato con gli altri e perciò non c'è nessun trend comune nel modello. La mancanza di cointegrazione ha importanti implicazioni nell'ambito dell'analisi dell'accuratezza dei dati (Patterson, 2000; 2002a, b; 2003).

Come prima cosa, i test realizzati per verificare che i *vintage*

⁵ α_{\perp} è il complemento ortogonale di α se $\alpha'\alpha_{\perp} = \mathbf{0}$.

provvisori siano stimatori corretti del *vintage* finale presuppongono che gli errori generati dal modello siano stazionari mentre la mancanza di cointegrazione rende i residui non stazionari. Inoltre se i residui sono non stazionari significa che sarebbe necessario introdurre altre variabili nel modello per renderli stazionari. Questo vuol dire che i residui del modello che abbiamo utilizzato, contengono delle variabili informative e che perciò non possiamo considerare i *vintage* provvisori delle previsioni efficienti del *vintage* finale (Patterson, 1991b).

A livello operativo questo significa che gli utenti, quando utilizzano delle versioni contenenti stime preliminari e provvisorie, devono essere consapevoli del fatto che rischiano di commettere degli errori di valutazione perché potrebbero ottenere risultati significativamente diversi da quelli che otterrebbero operando con versioni contenenti solamente stime finali.

- $0 \leq r < f$ e perciò $s = f - r$. Questo significa che nel modello ci sono due o più trend comuni. Questo è un fatto che non dovrebbe presentarsi in quanto, se ipotizziamo che le serie storiche contenute nei vari *vintage* siano delle stime della stessa variabile, generate dallo stesso processo generatore, allora queste serie dovrebbero presentare tutte le stesse caratteristiche e lo stesso andamento (Patterson, 2000; 2002a, b; 2003).

Anche in questo caso, a livello operativo, gli utenti devono essere consapevoli dei problemi in cui possono incorrere lavorando con delle versioni contenenti stime preliminari e provvisorie (o almeno con quelle contenenti delle stime che non sono risultate accurate) perché, come già evidenziato al punto precedente, rischiano di pervenire a dei risultati diversi in base alla versione che utilizzano.

- $r = f - 1$ e perciò $s = 1$. Questo risultato implica la presenza di un solo trend comune nel modello in quanto tutti i *vintage* risultano cointegrati.

In questa situazione il DMP genera dei *vintage* che si evolvono tutti attorno allo stesso trend e quindi hanno tutti lo stesso andamento e le stesse caratteristiche (Patterson, 2002a, b).

A livello operativo questo significa che le stime preliminari e provvisorie possono essere considerate stime accurate delle stime contenute nel *vintage* finale. Di conseguenza l'utilizzo di versioni contenenti stime preliminari e provvisorie, sebbene possa portarmi a risultati leggermente diversi, poiché queste stime potrebbero sovrastimare o sottostimare leggermente il valore finale, non mi porta comunque a conclusioni totalmente diverse, da quelle a cui giungerei svolgendo l'analisi con versioni composte solamente da stime finali.

Ovviamente la nostra speranza è quella di ricadere nel terzo caso, cioè che i vari *vintage* risultino tutti cointegrati. In questa situazione possiamo, come per il caso standard, andare a fare dei test che verifichino la correttezza e l'efficienza delle stime contenute nei *vintage* preliminare e provvisori rispetto alle stime del *vintage* finale. Questo aspetto sarà analizzato nel prossimo paragrafo.

5.3.4 Correttezza ed efficienza dei *vintage* provvisori

Nel caso in cui i *vintage* risultino cointegrati, possiamo affermare che le stime contenute nei *vintage* preliminare e provvisori possono essere considerate delle buone stime del valore finale. Una volta giunti a questo risultato, possiamo chiederci, come per il caso standard, se queste stime risultano essere stime razionali, cioè se risultino stime corrette ed efficienti della stima finale.

Per dare una risposta a questa domanda, operiamo in modo analogo al caso standard analizzato nel precedente capitolo, cioè prima vediamo come verificare la correttezza delle stime preliminari e provvisorie e

successivamente, nel caso in cui le stime siano risultate corrette, vediamo come verificare anche l'efficienza debole di queste stime, rispetto alle stime finali.

Nel caso standard la correttezza era verificata attraverso l'accettazione dell'ipotesi congiunta (4.2):

$$H_0 : (\alpha, \beta) = (0,1)$$

relativamente ai coefficienti del modello (4.1):

$$y_t^f = \alpha + \beta y_t^j + u_t^j .$$

Per realizzare la nostra analisi procederemo in modo parallelo al caso standard, e quindi applicheremo un test, concettualmente simile al precedente, opportunamente adattato al nostro modello VECM

Come è stato mostrato da Johansen (1988; 1995a) il modello VECM comprende cinque possibili casi relativi all'inclusione o all'esclusione di una variabile deterministica (una costante o un trend), nelle componenti ECM. Tra questi cinque casi, in questo contesto, siamo interessati al caso che include nello spazio di cointegrazione la costante.

La ragione della scelta è che in questo modo riusciamo a stabilire un approccio parallelo al tradizionale (Gallo e Marcellino, 1999) per testare la correttezza e l'efficienza debole nelle serie non stazionarie. Il vantaggio di questo approccio è che, per verificare queste ipotesi, utilizziamo le stime ottenute con l'analisi di cointegrazione.

Seguendo Juselius (2002) decomponiamo il vettore μ del modello VECM in due nuovi vettori:

$$\mu = \alpha \beta_0 + d$$

dove:

$$\beta_0 = (1/2)(\beta' \alpha)^{-1} \beta' \mu \quad \text{e} \quad d = (1/2) \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} \mu .$$

Grazie a questa decomposizione possiamo riscrivere il modello VECM nella forma:

$$\Delta y_t = d + \alpha \beta_0 + \alpha \beta' y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

da cui, raccogliendo:

$$\Delta y_t = d + \alpha (\beta_0 + \beta' y_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Se definiamo il termine di correzione dell'errore:

$$z_{t-1} = \beta_0 + \beta' y_{t-1}$$

allora il modello diventa:

$$\Delta y_t = d + \alpha z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i^* \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Utilizzando quest'ultima equazione, possiamo stabilire un parallelismo tra i test nel caso non stazionario e i test nel caso standard: infatti ora, il termine α del caso standard corrisponde al vettore β_0 del caso non stazionario, mentre il parametro β del caso standard corrisponde alla matrice di cointegrazione β' . Questa matrice β' , in generale ha la forma:

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & \cdots & b_{1f-1} & b_{1f} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & \cdots & b_{2f-1} & b_{2f} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ b_{r1} & b_{r2} & b_{r3} & \cdots & b_{rf-1} & b_{rf} \end{bmatrix}$$

dove la i -esima colonna della matrice è stata normalizzata per l' i -esimo *vintage*. Gli indici ij , $1 \leq i \leq f$ e $1 \leq j \leq r$ indicano la posizione, di riga e di colonna rispettivamente, del generico coefficiente b nella matrice β' .

Ora per testare la correttezza, consideriamo la matrice aumentata β^* :

$$\beta^* = \begin{bmatrix} \beta_{10} & 1 & b_{12} & b_{13} & \cdots & b_{1f-1} & b_{1f} \\ \beta_{20} & b_{21} & 1 & b_{23} & \cdots & b_{2f-1} & b_{2f} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \beta_{r0} & b_{r1} & b_{r2} & b_{r3} & \cdots & b_{rf-1} & b_{rf} \end{bmatrix}$$

in cui alla matrice β' ho anteposto il vettore β_0 .

Se verificiamo che la prima colonna della matrice β^* sia composta da soli zeri, questo equivale a verificare parte del vincolo di correttezza. Infatti, in termini di razionalità, verificare che la prima colonna della matrice β^* sia nulla, equivale alla verifica della condizione $H_0: \alpha = 0$ nel caso standard.

Un'ulteriore semplificazione nella matrice β^* la possiamo ottenere considerando il fatto che se tutti i *vintage* risultano tra loro cointegrati, tanto più risulteranno a due a due cointegrati (Patterson, 2000; 2002a, b; 2003). Per semplicità noi assumeremo che ogni *vintage* sia cointegrato con il *vintage* successivo.

In questo caso, assumendo il non rifiuto dell'ipotesi precedente, la matrice assumerebbe la forma:

$$\beta^*_{r \times (f+1)} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & \beta_{21} & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \beta_{32} & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & \beta_{rf} \end{bmatrix}$$

dove il coefficiente β_{ij} è il coefficienti della cointegrazione tra l'*i*-esimo e il *j*-esimo *vintage*.

A questo punto l'ultimo set di restrizioni che, rispetto al caso standard, deve essere soddisfatto è $H_0: \beta = 1$. Questa condizione, nel caso non stazionario, viene soddisfatta imponendo che le revisioni risultino stazionarie cioè ponendo sui coefficienti della matrice β il vincolo $\beta_{21} = \beta_{32} = \dots = \beta_{rf} = -1$ (Gallo e Marcellino, 1999; Patterson, 2000; 2002a, b; 2003).

In conclusione una condizione sufficiente per la correttezza dei *vintage* provvisori, in relazione al *vintage* finale, è che la matrice β^* risulti:

$$\mathbf{\beta}^*_{r \times (f+1)} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & -1 \end{bmatrix}$$

Per la verifica dell'efficienza debole, oltre alle condizioni precedenti, è necessario anche verificare che gli errori di previsione $e_t = y_t^j - y_t^f$ risultino serialmente incorrelati con il loro passato.

Pertanto questi test ci permettono di verificare la correttezza e l'efficienza debole nel caso in cui le serie di dati che stiamo utilizzando presentino una radice unitaria.

Nel seguito del capitolo vedremo altri approfondimenti che si possono realizzare, relativamente alla relazione tra le stime contenute nei *vintage* preliminare e provvisori e quelle contenute nel *vintage* finale, nel caso in cui i *vintage* siano risultati cointegrati.

5.4 L'ESATTA IDENTIFICAZIONE DEI VETTORI DI COINTEGRAZIONE

Abbiamo visto che per la verifica della correttezza e dell'efficienza debole, si utilizza la matrice che definisce lo spazio di cointegrazione $\mathbf{\beta}'$. Se stimano i coefficienti di cointegrazione dal modello VECM, i vettori di cointegrazione potrebbero risultare non identicamente identificati. Noi invece vogliamo che i vettori di cointegrazione siano esattamente e univocamente identificati (Pattreson, 2000; 2002a, b; 2003).

Una condizione necessaria e sufficiente per l'esatta identificazione degli r vettori di cointegrazione è che siano poste $r-1$ restrizioni indipendenti, su ogni vettore di cointegrazione (Johansen, 1995a, b;

Johansene Juselius, 1992). Nel caso in cui i vari *vintage* risultino tutti cointegrati, avremo che $r = f - 1$, e perciò per l'esatta identificazione dei vettori si dovranno porre $f - 2$ restrizioni indipendenti.

In questo contesto un interessante set di restrizioni sorge se si impone che ogni *vintage* sia cointegrato con il *vintage* successivo, oppure, alternativamente che ogni *vintage* sia cointegrato col *vintage* finale, perché in tal caso si pongono esattamente $f - 2$ restrizioni su ogni vettore di cointegrazione (Pattreson, 2000; 2002a, b; 2003).

Per meglio illustrare quanto appena affermato, consideriamo un modello in cui abbiamo $f = 4$ *vintage*. In questo caso la matrice β' , in cui abbiamo posto la condizione che ogni *vintage* sia cointegrato con il successivo, avrà la forma:

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{21} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \beta_{32} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \beta_{43} \end{bmatrix}$$

dove, come si è fatto in precedenza per i test, la i -esima colonna di β' è stata normalizzata rispetto allo i -esimo *vintage* per $i = 1, 2, 3$.

Sappiamo che, se β è una matrice di cointegrazione, allora esiste una matrice di trasformazione κ , di rango (pieno) r , tale per cui:

$$\Pi = \alpha \kappa^{-1} \kappa \beta' = \alpha \beta'.$$

Possiamo scegliere come κ la matrice:

$$\kappa = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{21} & \beta_{21}\beta_{32} \\ 0 & 1 & -\beta_{32} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

che ha sicuramente rango pieno in quanto è una matrice triangolare e ha determinante 1.

Qui si seguito, attraverso alcune operazioni possiamo dimostrare che, data la scelta di questa opportuna matrice κ , possiamo passare dalla cointegrazione tra un *vintage* e il *vintage* successivo alla cointegrazione tra un

vintage provvisorio e il *vintage* finale. Infatti, se come :

$$\kappa\beta' = \begin{bmatrix} 1 & -\beta_{21} & \beta_{21}\beta_{32} \\ 0 & 1 & -\beta_{32} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1 & \beta_{21} & 0 & 0 \\ 0 & 1 & \beta_{32} & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \beta_{43} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \beta_{41} \\ 0 & 1 & 0 & \beta_{42} \\ 0 & 0 & 1 & \beta_{43} \end{bmatrix}$$

dove $\beta_{41} = \beta_{21}\beta_{32}\beta_{43}$ e $\beta_{42} = -\beta_{32}\beta_{43}$.

Questo significa che la cointegrazione di ogni *vintage* col successivo, o la cointegrazione di ogni *vintage* provvisorio col *vintage* finale, fornisce un set di restrizioni sufficiente a garantire l'esatta identificazione dei vettori di cointegrazione (Patterson, 2002a, b; 2003).

Va osservato però, che queste restrizioni sui coefficienti non implicano necessariamente l'efficienza delle revisioni. L'efficienza (debole) delle revisioni, sia successive che cumulative, si verifica introducendo sui coefficienti della matrice β' i vincoli $\beta_{21} = \beta_{32} = \beta_{43} = -1$, da cui $\beta_{41} = \beta_{42} = \beta_{43} = -1$ (Patterson, 2000; 2002a, b; 2003).

Quanto detto per questo esempio con 4 *vintage*, vale in generale con f *vintage*. Questo significa che per ottenere l'esatta identificazione dei vettori di cointegrazione, basta porre la condizione che ogni *vintage* sia cointegrato con il successivo, oppure, equivalentemente, che ogni *vintage* preliminare o provvisorio sia cointegrato con il *vintage* finale.

5.5 DAI FATTORI COMUNI AI TREND COMUNI

Gonzalo e Granger (1995) hanno suggerito un interessante approccio relativamente all'interpretazione dei trend comuni che si evidenziano con la cointegrazione, che ha il vantaggio di essere derivato dai fattori comuni osservabili.

In realtà i fattori comuni sono collegati, ma non identici ai trend

comuni. Gonzalo e Granger (1995) (si vedano anche Stock e Watson, 1988) però, nei loro studi, hanno mostrato che trend comuni e fattori comuni possono essere decomposti nelle stesse componenti casuali (random walk). Questo implica che, definendo le caratteristiche dei fattori comuni, noi riusciamo a definire anche le caratteristiche dei trend comuni.

L'idea alla base di questo approccio è che \mathbf{y}_t può essere spiegata in termini di s (numero di trends comuni precedentemente trovati) variabili I(1) che sono i fattori comuni F_t , più alcune componenti stazionarie $\tilde{\mathbf{y}}_t$, per cui risulta:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_1 F_t + \tilde{\mathbf{y}}_t$$

dove \mathbf{A}_1 è una matrice $f \times s$ ed una base dello spazio nullo della matrice $\boldsymbol{\beta}$ che definisce lo spazio di cointegrazione, e $\tilde{\mathbf{y}}_t$ sono funzioni delle combinazioni $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{y}_t$ (Gonzalo e Granger, 1995).

Una volta definita questa relazione, sono necessarie altre due condizioni per identificare i fattori comuni in modo univoco e rendere possibile una decomposizione P-T, cioè una decomposizione in cui i fattori comuni vengono decomposti nella somma della loro componente permanente (o di lungo periodo) e della loro componente transitoria (o ciclica) (Gonzalo e Granger, 1995)

La prima condizione è che i fattori comuni siano combinazioni lineari delle variabili osservabili per cui:

$$F_t = \mathbf{B}_1 \mathbf{y}_t$$

con $\mathbf{B}_1 = \boldsymbol{\alpha}'_{\perp}$.

La seconda condizione è che $\mathbf{B}_1 \mathbf{y}_t$ e $\tilde{\mathbf{y}}_t$ formino una decomposizione PT, tale che:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{y}_t^P + \mathbf{y}_t^T.$$

L'essenza di questo approccio, definito attraverso le tre equazioni precedenti, è che y_t può essere scomposta in una componente permanente, che è I(1), e in una componente transitoria, che è I(0). Gonzalo e Granger (1995).

Questa scomposizione fa sì che, nel lungo periodo, le caratteristiche della serie siano determinate dalla componente permanente, mentre la componente transitoria caratterizza le fluttuazioni (cicli) di breve periodo, che si sviluppano attorno al lungo periodo. In questo senso la decomposizione P-T può essere interpretata anche come una decomposizione ciclo-trend (Patterson, 2002a, b; 2003).

La componente permanente, che è quella che definisce il trend (stocastico), può essere scritta, in termini matriciali, come:

$$y_t^P = \beta_{\perp} (\alpha' \beta_{\perp})^{-1} \alpha' y_t$$

mentre la componente transitoria, che è quella che definisce i cicli, può essere scritta, sempre in termini matriciali, come:

$$y_t^T = \alpha (\beta' \alpha)^{-1} \beta' y_t$$

dove, come abbiamo già detto in precedenza, β definisce lo spazio di cointegrazione e α_{\perp} definisce lo spazio dei trends stocastici comuni (Patterson, 2002a, b; 2003).

Quest'approccio fornito da Gonzalo e Granger (1995) ha un ritorno immediato nell'interpretazione della cointegrazione tra i differenti *vintage*. Infatti, quando risulta esserci un solo trend stocastico comune, che guida i dati, allora risulta esserci anche un solo fattore comune f_{1t} . In questo caso particolare $B_1 = \alpha'_{\perp}$ risulterà essere un vettore riga $1 \times f$, formato dai pesi degli f *vintage* dei dati. Questo fattore comune in genere risulta essere una combinazione lineare di tutti gli f *vintage*, con i pesi determinati dalle interrelazioni esistenti tra le variabili, ed ha la forma (Patterson, 2002a, b; 2003):

$$f_{1t} = \sum_{j=1}^f b_{1j} y_t^j$$

dove b_{1j} è il j -esimo elemento del vettore \mathbf{B}_1 (Patterson, 2002a, b; 2003).

Una volta ricavato il fattore comune, siamo perciò in grado di ricavare anche la componente permanente, che guida il lungo periodo. La definizione di questa componente permanente risulta per gli analisti molto importante, perché permette di definire le caratteristiche e l'andamento dei dati nel lungo periodo.

5.6 ESOGENEITA' DEBOLE

Nel paragrafi precedenti abbiamo visto che, nel caso di cointegrazione tra tutti i *vintage*, esiste un solo trend comune e quindi un solo fattore comune definito da $\alpha'_\perp \mathbf{y}_t$. Inoltre questo fattore comune in generale risulta essere una combinazione lineare degli f *vintage*, opportunamente pesati.

In questo contesto il concetto di esogeneità debole ha un' immediata rilevanza. Infatti come dimostrano le analisi svolte da Johansen (1992a, b) sul significato dell'esogeneità debole, rispetto ai parametri d'interesse all'interno dell'analisi di cointegrazione, se un singolo *vintage* risulta debolmente esogeno, allora quel *vintage* può essere considerato, da solo, il fattore comune che guida i dati.

Inoltre se le revisioni risultano stazionarie, allora il *vintage* che soddisfa le condizioni di esogeneità debole risulta essere la componente permanente, mentre le revisioni rappresentano la componente transitoria nella decomposizione P-T.

Da questo punto di vista risulta interessante il caso in cui risulti

debolmente esogeno il *vintage* finale, in quanto questa condizione giustificerebbe l'utilizzo, che molti fanno, delle versioni contenenti le stime finali, senza tenere conto delle versioni precedenti.

In questo contesto, il j -esimo *vintage* si definisce debolmente esogeno, per i parametri α e β , che definiscono lo spazio di cointegrazione, se e solo se la j -esima riga di α risulta essere zero. Pertanto l'ipotesi che il *vintage* finale sia debolmente esogeno corrisponde alla restrizione che l'ultima riga di α sia formata da soli zeri. Se questa condizione è soddisfatta, allora α'_\perp risulta essere proporzionale al vettore $i = (0,0,\dots,0,1)$ (Patterson, 2002a, b; 2003).

Il rifiuto dell'ipotesi nulla, e perciò l'assenza di esogeneità debole, implica che gli f *vintage* sono collegati attraverso delle restrizioni nelle equazioni e che, di conseguenza, il fattore comune e la componente permanente, $I(1)$, saranno una funzione di tutti gli f *vintage* piuttosto che di un particolare *vintage*.

Vediamo un esempio illustrativo che chiarisce quanto appena detto. Consideriamo, come prima, di avere 4 *vintage* relativi alle stime del generico aggregato y_t . Assumiamo che il *vintage* finale sia debolmente esogeno. In questo caso la decomposizione P-T sarà:

$$\begin{pmatrix} y_t^1 \\ y_t^2 \\ y_t^3 \\ y_t^4 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & -\beta_{41} \\ 0 & 0 & 0 & -\beta_{42} \\ 0 & 0 & 0 & -\beta_{43} \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_t^1 \\ y_t^2 \\ y_t^3 \\ y_t^4 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \beta_{41} \\ 0 & 1 & 0 & \beta_{42} \\ 0 & 0 & 1 & \beta_{43} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_t^1 \\ y_t^2 \\ y_t^3 \\ y_t^4 \end{pmatrix}.$$

Se vogliamo imporre in questo modello anche la stazionarietà delle revisioni, allora dobbiamo porre il vincolo sui coefficienti di cointegrazione: $\beta_{41} = \beta_{42} = \beta_{43} = -1$ (Patterson, 2000; 2002a, b; 2003).

Se assumiamo la stazionarietà delle revisioni e l'esogeneità debole del *vintage* finale, e sviluppiamo i calcoli nel modello precedente, in cui abbiamo posto i coefficienti di cointegrazione tutti uguali a -1, otteniamo

che il *vintage* finale risulta essere il fattore comune e quindi il trend comune, in quanto:

$$f_t = \alpha'_\perp \mathbf{y}_t = (0 \quad 0 \quad 0 \quad 1) \times \begin{pmatrix} y_t^1 \\ y_t^2 \\ y_t^3 \\ y_t^4 \end{pmatrix} = y_t^4$$

e la decomposizione PT risulta:

$$\mathbf{y}_t = \begin{pmatrix} y_t^4 & y_t^4 & y_t^4 & y_t^4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} y_t^1 - y_t^4 & y_t^2 - y_t^4 & y_t^3 - y_t^4 & 0 \end{pmatrix}$$

a dimostrazione di quanto detto in precedenza nel caso generale.

Dal punto di vista dell'analisi, l'esogeneità debole si rivela uno strumento molto interessante in quanto, assieme alla decomposizione P-T, permette di definire le caratteristiche del trend comune che guida i vari *vintage* nel caso in cui questi risultino cointegrati (Patterson, 2002a, b; 2003).

A livello pratico, l'utilizzo di questo metodo permette una riduzione delle dimensioni del problema iniziale, in cui di solito ci sono numerose versioni relative allo stesso aggregato. Infatti, nel caso in cui verificiamo che le stime contenute in un generico *vintage*, e in particolare quello finale, possono essere considerate la componente permanente, allora quando costruiamo dei modelli multivariati, in cui consideriamo più variabili, possiamo utilizzare proprio queste stime, riducendo così le dimensioni del modello.

Problemi di questo tipo nascono di solito quando si modellano dei sistemi macroeconomici e, in questi casi, appare chiaro come l'utilizzo di componenti permanenti per le numerose variabili che compongono il modello, anziché l'utilizzo di una combinazione di tutte le versioni, riduce sensibilmente le dimensioni del problema (Patterson, 2002a, b; 2003).

Per esempio se vogliamo verificare se una variabile risulta cointegrata con altre variabili, possiamo estrarre il trend comune da ognuna di queste

variabili e successivamente verificare che questi trends siano tra loro cointegrati. Questo modo di procedere, snellisce di molto il problema dal punto di vista operativo (Patterson, 2002a, b; 2003).

L'ACCURATEZZA DELLE STIME DEL GDP DELLA GRAN BRETAGNA

6.1 INTRODUZIONE

Nei precedenti capitoli abbiamo descritto alcuni degli strumenti da utilizzare per valutare il livello di accuratezza delle stime. In questo capitolo, applicando quanto finora visto da un punto di vista teorico, ci proponiamo di realizzare una valutazione dell'accuratezza delle stime preliminari del GDP della Gran Bretagna, e di alcune sue componenti.

Per realizzare questa analisi abbiamo sostanzialmente ripreso ed esteso i risultati presentati in due lavori di Patterson ed Heravi (1991a, b), dove è stata realizzata l'analisi di cointegrazione tra il *vintage* preliminare e quello finale, per il GDP e per le sue componenti nel periodo 1970Q1-1980Q4. In questo capitolo l'analisi viene estesa ad un periodo più ampio (1962Q1-1995Q4), e per motivi di spazio, limitata ad un numero ristretto (3) di componenti del GDP.

La scelta di operare un confronto solamente tra *vintage* iniziale e *vintage* finale è dovuta principalmente a due ragioni. Una prima ragione è motivata dal fatto che se questi due *vintage* risultano cointegrati, è ragionevole aspettarsi che anche i *vintage* provvisori, che contengono stime riviste e quindi (sperabilmente) più precise rispetto alla stima preliminare, siano cointegrati. In questo caso possiamo perciò affermare che, pur operando con serie contenenti stime preliminari e riviste, i risultati a cui si giunge non dovrebbero differire significativamente differenti da quelli a cui si giungerebbe operando con serie composte da

sole stime finali.

In caso contrario, cioè se *vintage* preliminare e finale non fossero cointegrati, allora le stime preliminari non potrebbero essere considerate accurate. In questo caso sarebbe necessario approfondire l'analisi per vedere quando i *vintage* provvisori iniziano ad essere cointegrati col *vintage* finale. Tuttavia da questo risultato possiamo già affermare che se utilizziamo delle serie contenenti stime preliminari, lavoreremo con parte dei dati che potrebbe risultare significativamente diversa rispetto ai valori finali, il che rende opportuno un costante e attento controllo della stabilità dei parametri.

La seconda ragione per cui abbiamo deciso di realizzare il solo confronto tra stima preliminare e finale è di natura operativa: per motivi di spazio e di tempo condurre un'analisi con più *vintage* avrebbe richiesto sforzi maggiori in quanto non si sarebbero potute operare determinate semplificazioni relative all'analisi di cointegrazione. Inoltre, l'obiettivo di questo lavoro è quello di illustrare come si deve realizzare l'analisi e, a tal fine due *vintage* sono sufficienti per chiarire l'approccio da adottare. Con più *vintage* le cose si complicano, nel senso che aumentano le dimensioni del problema, ma la logica di fondo rimane la stessa.

Il seguito del capitolo sarà così sviluppato: dopo aver descritto i dati che utilizzeremo, inizieremo con l'affrontare un problema operativo che è quello della costruzione di una matrice efficiente dei dati (Patterson, 1991a). Successivamente calcoleremo alcuni indicatori di sintesi per quantificare la differenza tra *vintage* iniziale e *vintage* finale e infine realizzeremo un'analisi di cointegrazione. Seguiranno le conclusioni in cui effettueremo una valutazione sulla base dei risultati emersi.

6.2 I DATI

Per la nostra analisi abbiamo utilizzato il dataset real-time messo a disposizione dalla Bank of England che si trova sul sito della stessa⁶. Il dataset contiene tutte le diverse pubblicazioni dei dati per le stime trimestrali del GDP della Gran Bretagna e delle sue componenti relative alla spesa dal 1961Q1 al 2001Q4. I dati contenuti nel dataset sono quelli pubblicati dall'Ufficio Centrale di Statistica Inglese (ONS) su *Economic Trends*. Tutte le stime delle variabili sono reali, cioè calcolate a prezzi costanti, e destagionalizzate.

La nostra applicazione fa riferimento all'intero set di dati, e quindi considera 164 trimestri sull'arco di quarantuno anni. In realtà, per condurre un'analisi "corretta" dal punto di vista del contenuto informativo su cui le stime si fondano, si è utilizzato un campione più piccolo. Il periodo di revisione, relativamente al GDP, in Gran Bretagna dura infatti circa sei anni (Patterson, 1991a). Pertanto per i trimestri degli ultimi sei anni non possediamo la stima finale, e ciò ha consigliato coerentemente a quanto fatto da Patterson (1991a) la loro esclusione dall'analisi. Una situazione simile si è presentata per i primi trimestri del campione, di cui non possediamo la stima preliminare e che sono stati pertanto esclusi dal campione.

In conclusione il nostro campione effettivo, su cui effettueremo l'analisi, comprende i trimestri dal 1962Q1 al 1995Q4, per un periodo di trentaquattro anni.

6.3 LA MATRICE EFFICIENTE DEI DATI

Prima di procedere con l'analisi delle revisioni bisogna affrontare un

⁶ <http://bankofengland.co.uk/statistics/gdpdatabase>.

problema operativo legato al fatto che svolgeremo l'analisi operando il confronto fra diversi *vintage*. Infatti, ogni *vintage* è composto da stime che hanno raggiunto lo stesso grado di maturazione di produzione del dato, cioè che hanno subito lo stesso numero di revisioni. Questo significa che ogni *vintage* è composto da stime omogenee quanto a storia delle revisioni. Il problema è che, quando si lavora con un campione di dati che copre un periodo abbastanza lungo, spesso, durante questo periodo si sono effettuati dei cambi di base e quindi i dati contenuti nello stesso *vintage* sono disomogenei rispetto alla base. Per fare un esempio, il valore del primo trimestre del nostro campione, il 1962Q1, è stato calcolato rispetto alla base del 1958, mentre l'ultimo dato, il 1995Q4 ha come base il 1995.

Durante il periodo a cui si riferisce il nostro campione, sono stati effettuati sette cambi di base:

- nel marzo 1969 si è passati dalla base 1958 alla base 1963;
- nel settembre 1973 si è passati dalla base 1963 alla base 1970;
- nel settembre 1978 si è passati dalla base 1970 alla base 1975;
- nell'agosto 1983 si è passati dalla base 1975 alla base 1980;
- nell'agosto 1988 si è passati dalla base 1980 alla base 1985;
- nell'agosto 1993 si è passati dalla base 1985 alla base 1990;
- nel settembre 1998 si è passati dalla base 1990 alla base 1995;

e questo dovrebbe chiarire l'idea sulla disomogeneità delle stime contenute nei vari *vintage*, che sono state calcolate rispetto a otto basi diverse. Per ovviare a questo problema è consigliabile costruire quella che Patterson ed Heravi (1991a) definiscono la matrice efficiente dei dati. Questa matrice contiene tutte le stime calcolate rispetto ad un'unica base e quindi omogenee sotto questo aspetto.

Per costruire un matrice efficiente Patterson ed Heravi (1991a)

suggeriscono di utilizzare dei coefficienti di conversione. Il primo problema operativo che abbiamo dovuto affrontare è stato proprio il calcolo di questi coefficienti. Infatti, il semplice confronto di due pubblicazioni successive dei dati tra cui si è verificato un cambio di base, non permette la stima corretta del coefficiente di conversione, in quanto le differenze tra le stime risentono sia del cambiamento di base che della variazione dovuta alla revisione. Perciò, in generale, poiché le stime preliminari tendono a sottostimare le stime riviste, i coefficienti risultanti da questo confronto, assumono un valore maggiore del dovuto.

Per calcolare i coefficienti di conversione di base occorre operare in modo alternativo. Patterson ed Heravi (1991a) propongono di stimare i coefficienti di conversione confrontando tra loro le stime riferite allo stesso periodo e allo stesso *vintage*, ma calcolate rispetto alle diverse basi. Questo significa che noi otteniamo il coefficiente di conversione β_{i-1} , per passare dalla base $i-1$, alla base i dalla regressione⁷:

$$Y_{t,i}^j = \beta_{i-1} Y_{t,i-1}^j \quad (6.1)$$

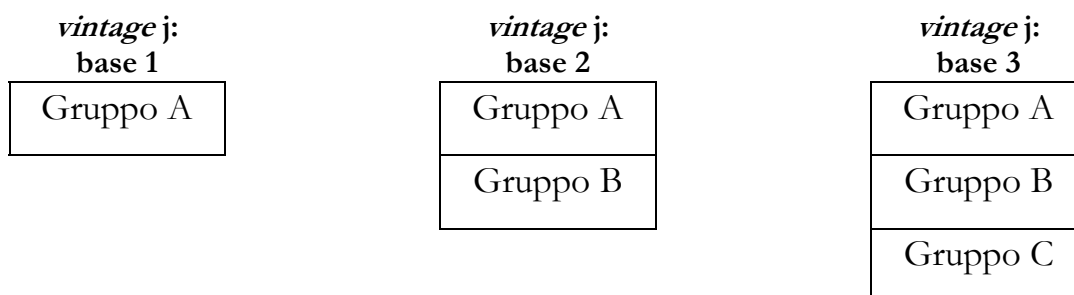
dove i è una base qualsiasi all'interno del campione e j un generico *vintage*. Vediamo di cercare di chiarire meglio l'idea alla base di questo metodo. Talvolta relativamente al generico *vintage* j si possono avere diverse versioni, perchè ogni volta che si effettua un cambio di base, anche le stime precedenti vengono ricalcolate con la nuova base. Pertanto se ipotizziamo che all'interno del periodo che stiamo analizzando ci siano stati tre cambiamenti di base, possiamo trovarci ad

⁷ In generale, sarebbe opportuno utilizzare un modello di regressione che contenga anche la costante:

$$Y_{t,i}^j = \alpha_{i-1} + \beta_{i-1} Y_{t,i-1}^j$$

Infatti la costante permette di cogliere l'effetto sistematico di correzione verso l'alto, che generalmente si verifica in seguito ai cambiamenti di base. In questo caso la costante non è stata inserita in quanto da precedenti studi era risultata non significativa (Patterson, 1991a).

avere per un generico *vintage* j , una situazione di questo tipo:



I dati appartenenti al gruppo A, che sono anche i più vecchi, sono stati inizialmente stimati con la base 1. Successivamente le stime del gruppo A sono state ricalcolate anche rispetto alla base 2 in contemporanea alle stime del gruppo B. In un terzo momento le stime dei gruppi A e B sono state ricalcolate anche rispetto alla base 3 insieme alle stime del gruppo C. In una situazione come questa, per le osservazioni del gruppo A, possediamo le stime relative al medesimo *vintage*, però calcolate rispetto a tre basi diverse. Confrontando i valori assunti dalle stime dei dati del gruppo A con la base 1 con quelli assunti dagli stessi con la base 2, riusciamo a calcolare il coefficiente di conversione dalla base 1 alla base 2.

Invece, per calcolare il coefficiente di conversione dalla base 2 alla base 3, utilizziamo sia le osservazioni del gruppo A che quelle del gruppo B di cui conosciamo il valore delle stime sotto entrambe le basi.

In realtà l'unico *vintage* a nostra disposizione che presenta le caratteristiche appena descritte e che quindi viene calcolato rispetto a basi diverse è quello finale. Infatti, se ipotizziamo che le stime abbiano concluso il processo di revisione, è ragionevole aspettarsi che le differenze nei valori di queste stime che si verificano dopo un cambiamento di base, siano dovute solamente a questo cambiamento.

In base alle considerazioni fatte finora, noi abbiamo calcolato i

coefficienti di conversione confrontando fra loro i valori assunti dalle stime finali prima e dopo il cambio di base. Per ridurre il peso dei calcoli, invece di calcolare i coefficienti di conversione per passare da una base alla successiva, abbiamo calcolato direttamente i coefficienti di conversione per passare da una base alla base 1995, presa come base della matrice efficiente. In questo caso, pertanto, al posto della regressione (6.1) abbiamo utilizzato la regressione:

$$Y_{t,i}^j = \beta_r Y_{t,r}^j \quad (6.2)$$

dove r rappresenta la base 1995 e $i < r$ le basi precedenti.

Questa ipotesi è corretta, se si ipotizza che le uniche modifiche nelle stime finali siano dovute ai cambiamenti di base, sebbene sia una semplificazione abbastanza evidente della situazione reale.

Per il *vintage* finale, invece di calcolare il valore finale con le vecchie basi e poi ricalcolare il nuovo valore, sempre in considerazione dell'ipotesi precedente, secondo cui le uniche variazioni nei valori finali sono dovute a cambiamenti di base, abbiamo preso come valori quelli dell'ultima pubblicazione disponibile che è stata calcolata sull'intero campione. I coefficienti di base, calcolati con i MQO, sono quelli riportati nella tabella sottostante:

Tavola 8: coefficienti di cambiamento di base⁸

	β_{1958}	β_{1963}	β_{1970}	β_{1975}	β_{1980}	β_{1985}	β_{1990}
GPD(E)	12.5635	11.1722	8.1790	4.4089	2.1671	1.5660	1.1946
Consumi privati	11.4715	10.3622	7.6114	4.1990	2.1911	1.5529	1.2270
Investimenti	11.0526	10.2013	7.8070	3.8257	1.8704	1.4542	1.0904
Consumi P.A.	20.4278	16.2707	10.5868	5.0047	2.4925	1.7211	1.2101

⁸ Non abbiamo riportato i valori della t di Student associata ai coefficienti in quanto sono risultati tutti significativamente diversi da zero.

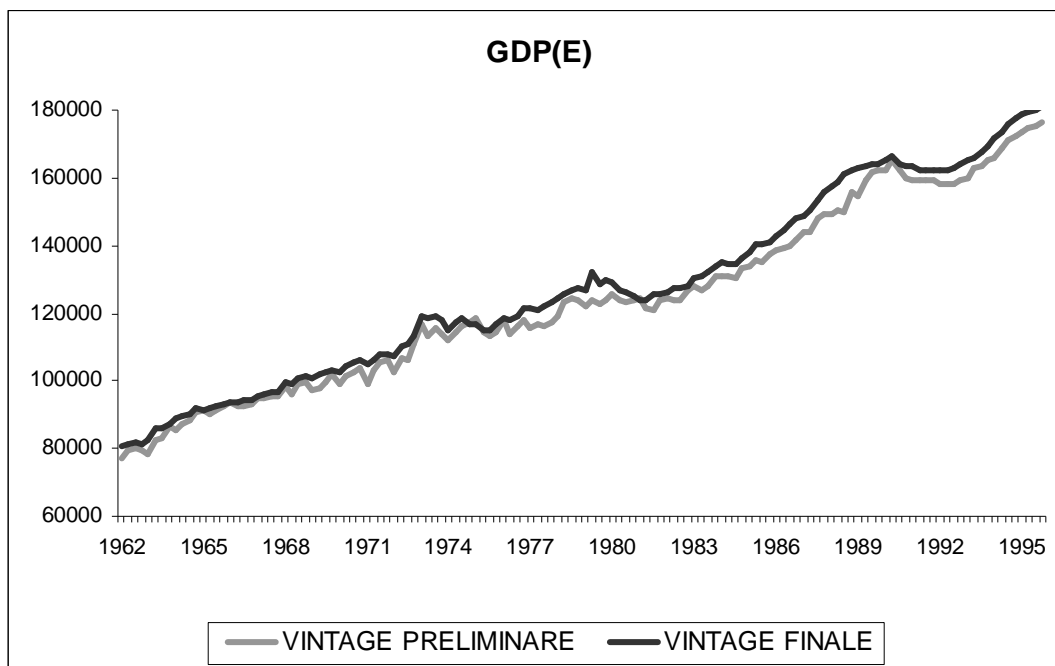
dove ogni coefficiente rappresenta il valore per cui devono essere moltiplicate le stime, calcolate con basi precedenti, per calcolarne il valore rispetto alla nuova base.

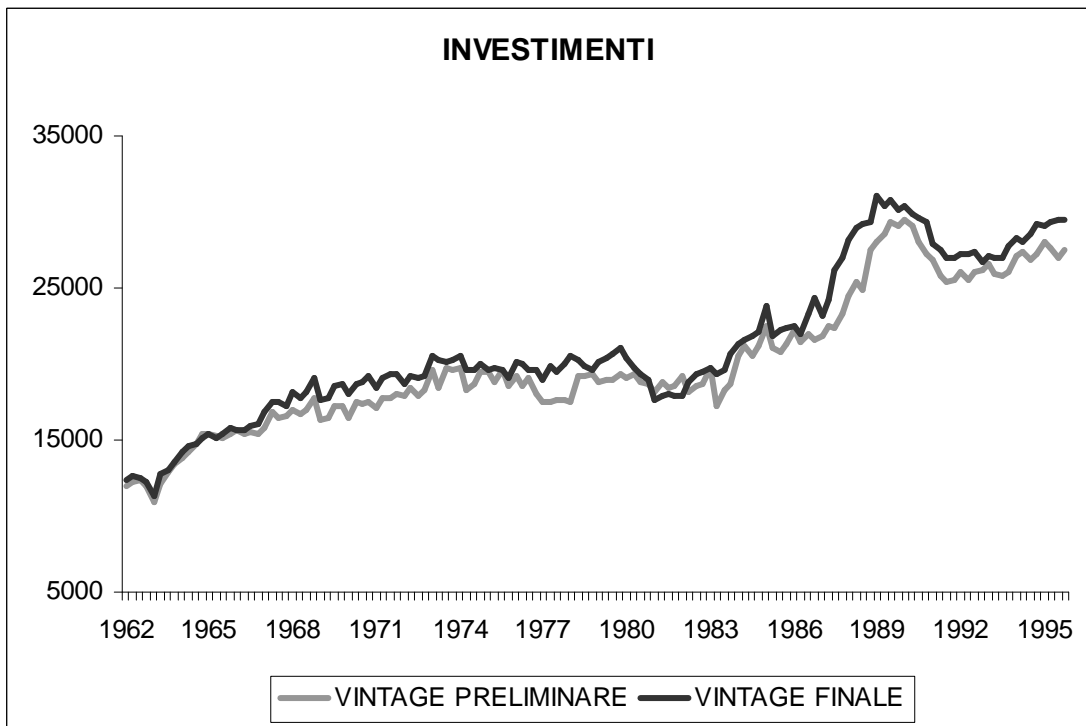
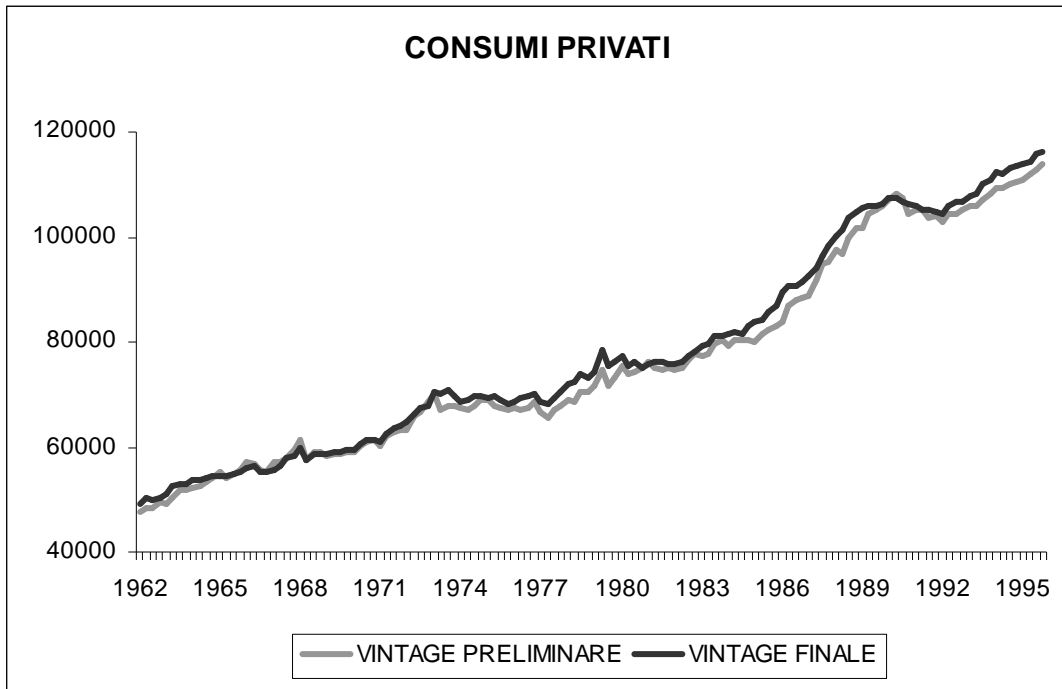
Perciò, una volta calcolati i coefficienti di conversione li abbiamo utilizzati per costruire la matrice efficiente dei dati in cui tutti i dati sono calcolati rispetto all'anno base 1995. La matrice efficiente contenente i dati relativi al vintage preliminare, al secondo vintage e a quello finale per il GDP è riportata in appendice.

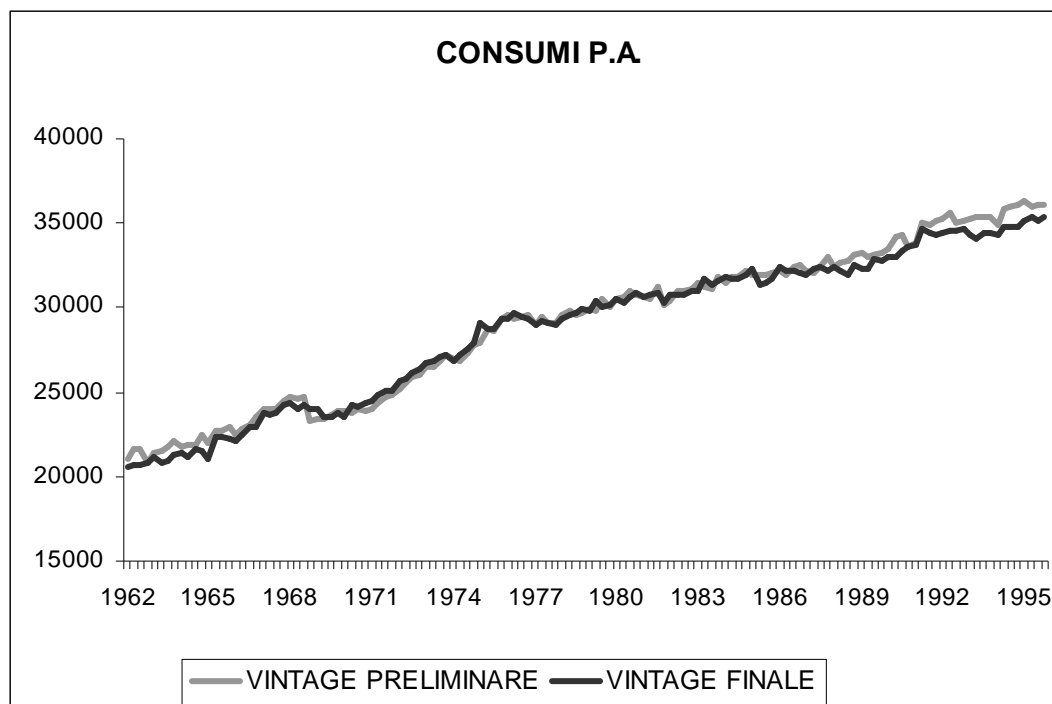
6.4 ALCUNE STATISTICHE DI SINTESI

In Fig. 4 abbiamo rappresentato graficamente il vintage preliminare e quello finale, dei livelli dei vari aggregati, calcolati nella stessa base.

Fig.4: Serie storiche del *vintage* preliminare e finale degli aggregati economici in esame (dati destagionalizzati, base1995)







Dai grafici si vede come, per quanto riguarda il GDP e i consumi privati, il *vintage* preliminare e finale sono leggermente diversi, e in particolare il *vintage* iniziale tende a sottostimare quello finale. La differenza appare più evidente per gli investimenti, dove il *vintage* iniziale sottostima in modo abbastanza marcato quello finale. Le cose, almeno da un punto di vista grafico, sembrano andare abbastanza bene per i consumi della Pubblica Amministrazione. Infatti in questo caso *vintage* iniziale e finale non sono molto differenti.

Per meglio quantificare queste differenze tra *vintage* iniziale e finale, utilizziamo le statistiche di sintesi proposte nel capitolo 2. Poiché stiamo operando con i livelli calcoliamo questi indicatori considerando gli errori relativi.

Inoltre, invece di operare solo il confronto tra il *vintage* preliminare e quello finale, abbiamo deciso di estendere il confronto anche al secondo *vintage*. In questo modo è possibile apprezzare, da un punto di vista quantitativo, gli eventuali miglioramenti apportati dalla revisione.

I risultati che abbiamo ottenuto sono riportati, di seguito, nella Tavola 9:

Tavola 9: Statistiche di sintesi per il GDP della Gran Bretagna e alcune sue componenti*

	VINTAGE	Errore relativo medio	Errore relativo medio assoluto	Deviazione standard
GDP(E)	1	-2.639	2.676	1.394
	2	-2.533	2.565	1.361
CONSUMI PRIVATI	1	-1.802	2.063	1.673
	2	-1.704	1.972	1.601
INVESTIMENTI	1	-4.915	5.267	3.682
	2	-4.531	4.850	3.275
CONSUMI P.A.	1	0.831	1.503	1.699
	2	0.743	1.481	1.721

*Valori percentuali

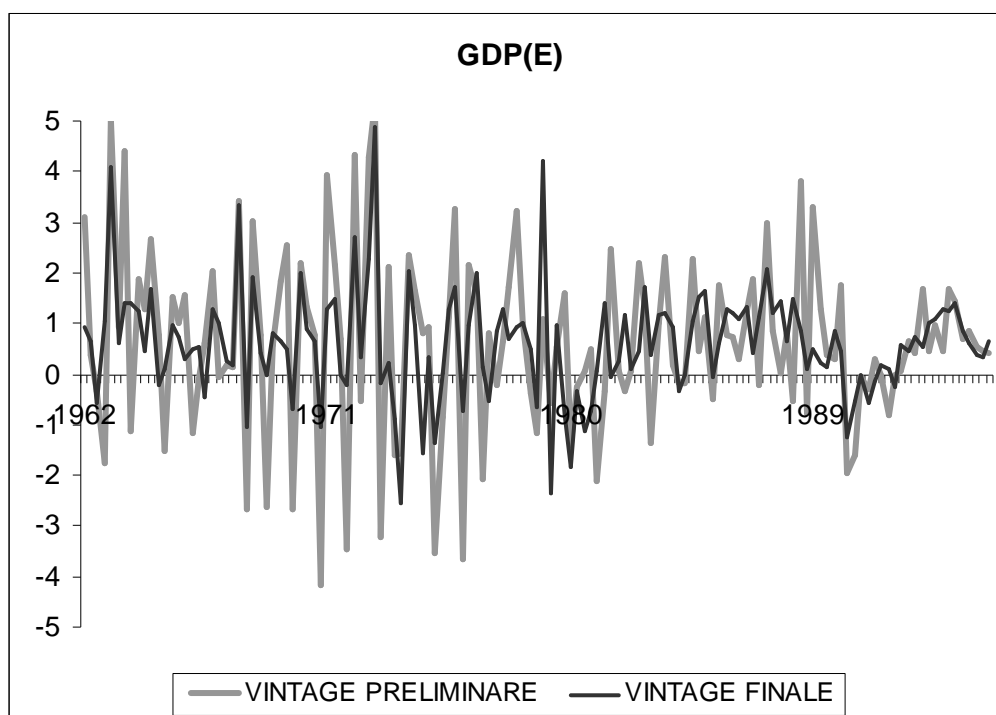
Si vede, a conferma di quanto constatato graficamente, che i livelli del *vintage* preliminare (e anche del secondo *vintage*), tendono a sottostimare il *vintage* finale per quel che riguarda il GDP, i consumi privati e gli investimenti. Inoltre per questi tre aggregati, un valore della media abbastanza lontano da zero (soprattutto per quel che riguarda gli investimenti) ci fa supporre che le stime preliminari, o riviste una sola volta, siano distorte. Questa ipotesi verrà successivamente verificata attraverso opportuni test.

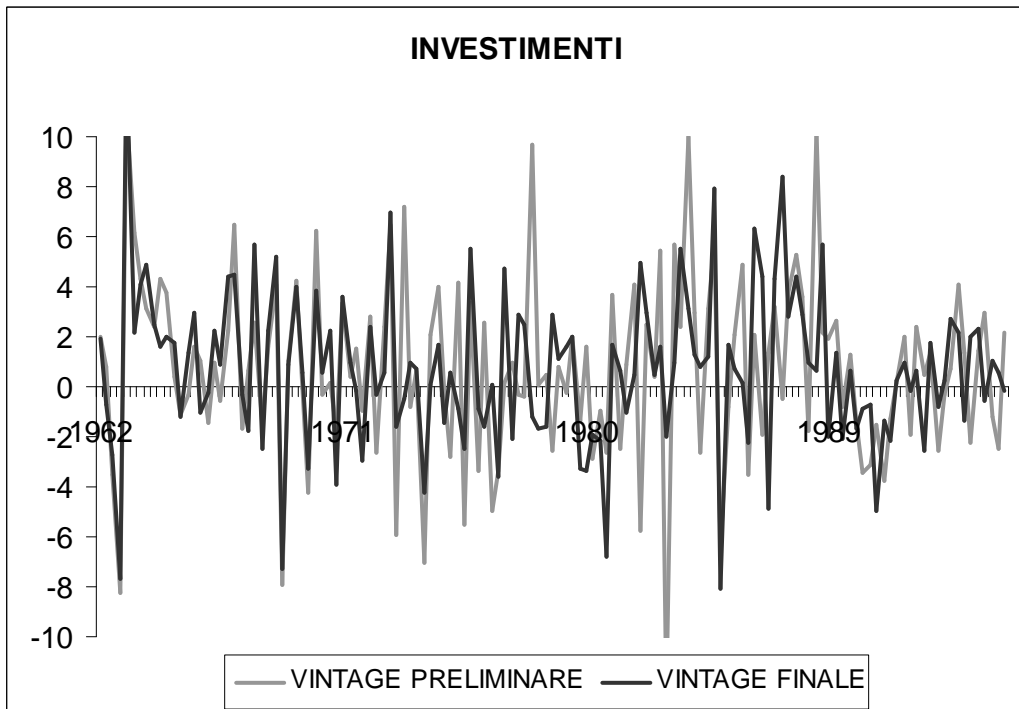
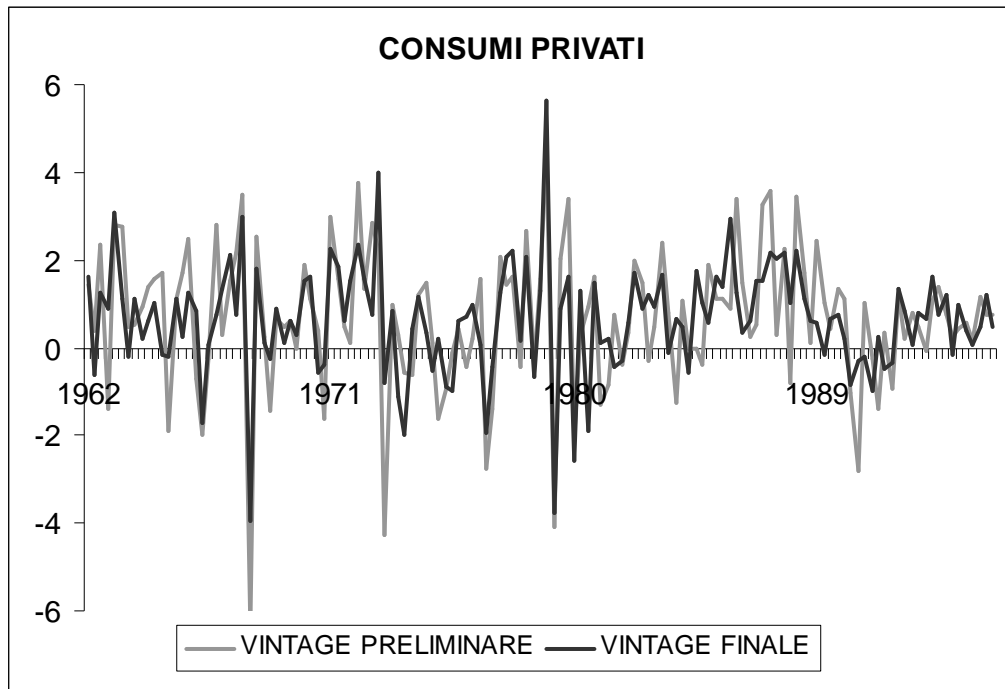
Le cose vanno decisamente meglio per i consumi della Pubblica Amministrazione, come già era emerso dal grafico. Infatti per questo aggregato la media è molto vicina a zero per cui, sebbene la stima preliminare e quella rivista tendano a sovrastimare il valore finale (media degli errori positiva), è lecito ritenere che questa stima risulti corretta.

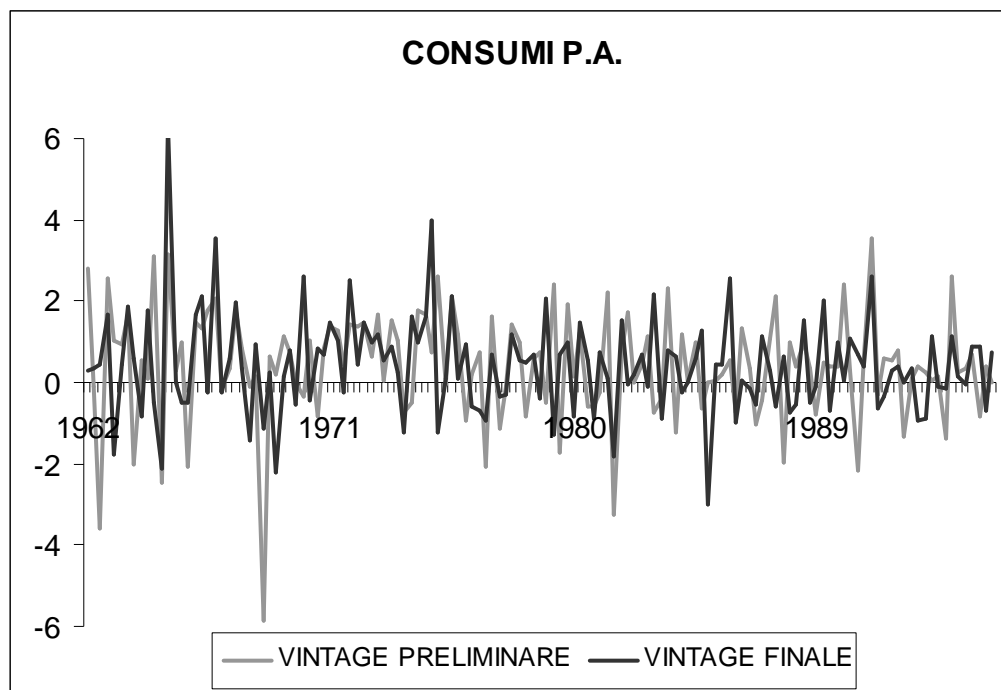
Ulteriori interessanti indicazioni sono desumibili dall'analisi dei saggi di variazione percentuale. In questo caso, operando i *vintage*, consideriamo i cosiddetti "saggi di variazione incrociati". Per i saggi di variazione percentuale, a parte per i sette trimestri nei quali si sono verificati i cambi di base, è indifferente utilizzare i dati originali o i dati della matrice efficiente. Noi abbiamo utilizzato i dati della matrice efficiente perché così siamo riusciti a calcolare i valori per tutti i trimestri del campione.

In Fig. 5 rappresentiamo graficamente il *vintage* iniziale e quello finale dei saggi di variazione percentuale, sul trimestre precedente, dei vari aggregati:

Fig.5: Serie storiche del *vintage* preliminare e finale dei saggi di variazione percentuale, sul trimestre precedente, degli aggregati economici in esame (dati destagionalizzati)







Per i saggi di variazione percentuale, la differenza tra le stime contenute nel *vintage* preliminare e quelle contenute nel *vintage* finale, risulta più marcata per tutti gli aggregati considerati, perciò è lecito aspettarsi che anche i risultati a cui si perviene se si utilizzano delle versioni dei dati contenenti stime preliminari, possano portare a risultati significativamente diversi rispetto a quelli che si otterrebbero con versioni dei dati composte solamente da stime finali. Questo risultato era prevedibile in quanto avevamo visto già all'inizio di questo lavoro che i saggi di variazione risentivano molto più dei livelli dell'effetto delle revisioni.

Vediamo ora, come per i livelli, di quantificare questa differenza attraverso le statistiche di sintesi. Poiché stavolta stiamo operando con dei saggi di variazione utilizziamo gli errori, anziché gli errori relativi. Come fatto in precedenza per i livelli, estendiamo il confronto anche al secondo *vintage*, per apprezzare gli eventuali miglioramenti apportati dalle revisioni.

I risultati che abbiamo ottenuto sono riportati, di seguito, nella Tavola 10:

Tavola 10: Statistiche di sintesi per i saggi di variazione percentuale, sul trimestre precedente, del GDP della Gran Bretagna e alcune sue componenti

	VINTAGE	Errore medio	Errore medio assoluto	Deviazione standard
GDP(E)	1	0.0212	1.0311	1.3382
	2	0.6003	1.1150	1.3937
CONSUMI PRIVATI	1	0.0157	0.9084	1.1214
	2	0.0101	0.8281	1.1010
INVESTIMENTI	1	-0.0073	2.4104	3.2241
	2	-0.0309	2.1531	2.8804
CONSUMI P.A.	1	0.0018	1.1466	1.5108
	2	-0.0127	1.2096	1.5793

*Valori percentuali

Contrariamente a quanto appare dai grafici, la differenza tra le stime contenute nel *vintage* iniziale e quello finale, risulta in media molto piccola per tutti gli aggregati. Anzi, da questi risultati è lecito aspettarsi che le stime preliminari risultino stime corrette delle stime finali. Le stesse considerazioni valgono anche per il secondo *vintage*, in quanto anche le stime dopo la prima revisione risultano in media molto vicine ai valori delle stime finali.

In generale, per tutti gli aggregati, è possibile trarre alcune conclusioni relativamente all'atteso miglioramento dell'accuratezza apportato dalla prima revisione. Le statistiche di sintesi che descrivono la differenza tra la stima preliminare e quella finale non assumono valori molto diversi da quelle che descrivono la differenza tra la stima rivista e

quella finale, il che induce a ritenere che, nel caso in questione, la prima revisione non porti a miglioramenti significativi nell'accuratezza delle stime. Di conseguenza, è lecito ritenere che i risultati a cui perverremmo con stime preliminari, non sarebbero molto diversi da quelli a cui giungeremmo operando con le stime riviste una volta. Le considerazioni fatte all'inizio del capitolo sulla decisione di operare l'analisi di cointegrazione confrontando solo *vintage* preliminare e finale, non sono dunque prive di fondamento. Infatti, nel caso in cui i due *vintage* risultino cointegrati, è ragionevole aspettarsi che anche i *vintages* intermedi siano cointegrati, e perciò possiamo considerare tutte le stime, anche quelle intermedie, accurate.

Al contrario, se *vintage* preliminare e finale non sono cointegrati è lecito, visti i risultati appena ottenuti, aspettarsi che neppure il secondo *vintage* e quello finale siano cointegrati, con tutte le conseguenze che ciò comporta. Pertanto, nel prossimo paragrafo ci occuperemo dell'analisi di cointegrazione tra *vintage* preliminare e finale.

6.5 L'ANALISI DI COINTEGRAZIONE

Dopo aver calcolato alcuni indicatori di sintesi che ci permettono di cogliere la dimensione della differenza tra *vintage* preliminare e finale, andiamo ad approfondire la nostra analisi attraverso uno studio della cointegrazione. Infatti se *vintage* preliminare e finale sono cointegrati, allora la serie delle stime preliminari, si evolve attorno allo stesso trend della serie contenente le stime finali. Di conseguenza la serie delle stime preliminari riesce a cogliere le caratteristiche di lungo periodo della variabile che intende stimare e, secondo questa chiave di lettura, possiamo perciò considerare le stime preliminari accurate. In caso

contrario, le due serie delle stime preliminari e finali, si evolveranno attorno a due trend diversi e perciò non possiamo ritenere le stime preliminari stime accurate.

Prima di procedere con l'analisi di cointegrazione è necessario verificare il grado di integrazione delle serie. Infatti, se le serie risultano generate da un processo stazionario, per valutarne l'accuratezza è sufficiente verificarne la loro correttezza ed efficienza attraverso i test proposti nel capitolo 4. Se invece le serie presentano una radice unitaria, allora l'accuratezza va valutata attraverso l'analisi di cointegrazione.

Per verificare il grado di integrazione, prendiamo singolarmente, per ogni aggregato le serie contenute nel *vintage* preliminare e finale e, dopo essere passati ai logaritmi delle serie facciamo un test ADF (eq. (5.1)):

$$\Delta y_t = \gamma_0 + (\rho - 1)y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

che ha come ipotesi nulla la presenza di una radice unitaria. Consideriamo, prima il modello in cui abbiamo incluso sia un trend deterministico che la costante, poi un modello con la sola costante. I risultati del test sono i seguenti:

Tavola 11: risultati del test ADF sui singoli *vintage*.

	<i>vintage</i>	ADF con trend e costante	ADF con costante
GDP	preliminare	-3.48152	-1.4403
	finale	-3.55634	-1.15903
CONSUMI PRIVATI	preliminare	-2.29575	-0.50029
	finale	-2.20898	-0.22376
INVESTIMENTI	preliminare	-3.91761	-2.54133
	finale	-3.74174	-2.69742
CONSUMI P.A.	preliminare	-1.78291	-1.63245
	finale	-1.43326	-1.83692

Il numero di differenze ritardate incluse nel modello è di quattro per tutti gli aggregati. I valori critici nel modello con trend e costante sono all'1% -4.0303 e al 5% -3.4445. Per il modello con solo la costante il valore critico al 5% è -2.8835.

Questi sono i valori assunti dal test, dopo aver verificato che i residui del modello siano incorrelati. L'ipotesi alternativa del test è che la serie sia stazionaria, per cui il valore della radice del modello è minore di uno. Questo significa che il test è unilaterale sinistro, per cui essendo tutti i valori del test ADF maggiori del valore critico, accetto l'ipotesi nulla di radice unitaria.

In particolare, osservo che, mentre se considero il modello con la sola costante accetto l'ipotesi nulla per tutte le serie con un livello di significatività del 5%, se nel modello includo anche il trend, allora per i consumi privati e per i consumi della P.A. accetto l'ipotesi di radice unitaria, con una significatività del 5%, mentre per il GDP e per gli investimenti il livello di significatività è dell'1%. Questo probabilmente è dovuto al fatto che GDP e investimenti sono generati da un processo che si evolve attorno ad un trend deterministico.

In generale posso concludere che le serie contenute sia nel *vintage* preliminare che in quello finale, sono generate da un processo integrato di ordine uno per tutti gli aggregati che stiamo analizzando.

Essendo le due serie, preliminare e finale, generate da un processo integrato dello stesso ordine possiamo procedere con l'analisi di cointegrazione. In questo caso, poiché stiamo lavorando con due soli *vintage* l'analisi si semplifica notevolmente, perché invece di studiare il rango della matrice Π del modello VECM (5.4) nel nostro caso è sufficiente andare a verificare la stazionarietà dei residui della regressione:

$$y_t^f = \alpha + \beta y_t^p + u_t \quad (6.3)$$

dove f e p stanno per *vintage* finale e preliminare (Patterson, 1991,b). Pertanto, in questa situazione, per verificare se le due serie sono cointegrate noi, prima stimeremo con i MQO i valori dei coefficienti α, β del modello (6.3), e successivamente applicheremo un test ADF sui residui per verificare la loro stazionarietà. I risultati sono riportati qui di

seguito nella Tavola 12:

Tavola 12: Valori relativi all'analisi di cointegrazione⁹			
	α	β	ADF residui
GDP	-0.06926	1.008211	-4.01056
CONSUMI PRIVATI	-0.14308	1.014392	-2.99676
INVESTIMENTI	-0.30125	1.035665	-4.20986
CONSUMI PUBBLICA AMMINISTRAZIONE	0.092403	0.990204	-1.71502

Ovviamente, anche in questo caso abbiamo verificato l'incorrelazione del residui del modello a cui abbiamo applicato il test ADF. Poichè la serie a cui abbiamo applicato il test ADF, cioè la serie dei residui del modello precedente, è una serie che abbiamo generato noi e non una serie osservata, il valore al 5% con cui dobbiamo confrontare il valore del test è -3,37 (Phillips e Ouliaris, 1990).

Pertanto rifiutiamo l'ipotesi nulla di radice unitaria nei residui per il GDP e per gli investimenti, che risultano perciò cointegrati, mentre accettiamo la stessa ipotesi per i consumi privati e i consumi della Pubblica Amministrazione pubblica che perciò non sono cointegrati.

Possiamo pertanto concludere che la stime preliminari di GDP e investimenti sono stime accurate e quindi non dovrebbero esserci

⁹ Relativamente alla stime dei coefficienti α e β non abbiamo riportato i valori della t di Student perché i valori associati alle stime MQO, fornite dal software Eviews non sono corrette in quanto i residui del modello non sono omoschedastici e incorrelati. Per ottenere un valore corretto della t di Student, si devono stimare con i MQO, a cui è stata applicata la correzione di Newey-West, i coefficienti del modello (Cappuccio e Orsi, 2002):

$$y_t^f = \alpha + \beta y_t^p + \sum_{i=-p}^p \Delta y_{t-i}^p + \varepsilon_t$$

problemi di instabilità nei risultati anche se per l'analisi utilizziamo serie contenenti stime preliminari e provvisorie.

Dobbiamo essere invece un po' più cauti e magari assicurarci della generalità dei risultati a cui perveniamo quando operiamo con serie contenenti stime preliminari e provvisorie di consumi privati e consumi della Pubblica Amministrazione. Infatti queste stime potrebbero risultare sensibilmente diverse dai valori finali e questo potrebbe portare a discrepanze nei risultati in base alle stime contenute nella serie utilizzata.

6.6 CONCLUSIONI

Nel nostro studio, utilizzando l'intero set di dati a disposizione, siamo giunti a conclusioni analoghe a quelle a cui erano giunti Patterson ed Heravi (1991a) con un campione più piccolo, dal 1970Q1 al 1980Q4. Questa circostanza potrebbe far ritenere che l'Agenzia Statistica Inglese continui a produrre i dati in modo analogo a vent'anni fa. Se così fosse, potremmo ritenere sostanzialmente inefficaci gli esiti degli sforzi che i ricercatori inglesi, e in particolare L'ONS, hanno da sempre dedicato all'analisi e alla valutazione del processo di revisione.

Il giudizio andrebbe tuttavia mitigato dalla considerazione che, tutto sommato, le stime degli aggregati economici considerati sono accurate nel senso che hanno fatto registrare correzioni di entità generalmente contenute.

Inoltre ci aspettavamo di riscontrare dei miglioramenti a livello di accuratezza, dovuti al *Pickford Report* del 1990 (a questo proposito si veda il recentissimo contributo di Garratt e Vahey, 2003). Le possibilità a questo riguardo sono due: o il *Pickford Report* non ha dato i risultati sperati, oppure, ed è questa l'ipotesi più accreditata, è ancora troppo

presto per riuscire a cogliere i miglioramenti da esso generati. Probabilmente bisognerebbe ripetere l'analisi fra qualche tempo, quando si avrà a disposizione un campione più esteso.

Sarebbe inoltre interessante vedere se si ottengono gli stessi risultati in termini di accuratezza realizzando l'analisi sui dati italiani, in modo da riuscire a valutare il livello di accuratezza delle stime preliminari prodotte dall'Istat.

ULTERIORI SVILUPPI

7.1 INTRODUZIONE

Come è emerso dai capitoli precedenti, una caratteristica comune a molte serie storiche economiche è quella di essere riviste parecchie volte dopo la pubblicazione di una stima preliminare, per cui il processo di revisione in genere risulta molto esteso. Questa estensione si riferisce sia alla “dimensione” delle revisioni, che portano talvolta anche a modifiche sostanziali nei valori degli aggregati, sia alla durata del processo stesso, che può impiegare anni prima di concludersi.

L'estensione del processo di revisione porta a chiederci come possiamo operare per ottenere delle stime ottime, da un punto di vista statistico, utilizzando le stime a disposizione al momento dell'analisi nel caso in cui, dopo aver fatto gli opportuni test, queste stime siano risultate inaccurate.

Inoltre possiamo avere a disposizione altre informazioni, come per esempio la struttura delle revisioni. Possiamo pertanto chiederci se queste informazioni possano essere utilizzate per diminuire lo standard error associato alle stime contenute nei *vintage* preliminare e provvisori in modo da renderle più efficienti (Patterson, 1995a, b, c).

Una risposta a queste domande la si può ottenere attraverso vari approcci. Rifacendoci ai lavori realizzati da Patterson (1994; 1995a, b, c) relativamente alla costruzione di stime ottimali attraverso l'utilizzo di informazioni derivanti dal processo di revisione, utilizzeremo l'approccio *state space* che, attraverso il filtro di Kalman, utilizza tutte le informazioni a

disposizione per fornire una stima ottima, dal punto di vista statistico, del valore finale.

Questo approccio era stato inizialmente utilizzato da Harvey *et al.*, (1983) per lo studio delle revisioni irregolari e solo in un secondo momento è stato applicato alle revisioni correnti, che si realizzano regolarmente. L'approccio *state space* e il suo funzionamento saranno l'oggetto di questo capitolo.

7.2 UN MODELLO INTEGRATO

Da quanto appena detto si evidenzia la necessità di costruire un modello che, oltre a tenere conto delle sole stime contenute nei vari *vintage*, consideri anche altre informazioni, quali appunto la struttura del processo di revisione e le eventuali interrelazioni fra variabili (come ad esempio nel caso di reddito e consumi).

Un modello che tiene conto di tutte queste informazioni e perciò spiega quello che noi realmente osserviamo è definito un modello integrato. In base alla definizione, un modello integrato è un modello che combina insieme un processo di misurazione dei dati (DMP) e un processo generatore dei dati (DGP) (Patterson 1994; 1995a, b, c).

Arrivati a questo punto sembra opportuno spiegare cosa sono il DMP e il DGP in modo da poter fare una distinzione tra i due processi. In genere i lavori econometrici si concentrano sul DGP, trascurando il DMP. Tuttavia il DMP risulta una parte importante del processo di modellazione dei dati, in quanto da una parte definisce la relazione esistente tra i *vintage* preliminare e provvisori e quello finale, dall'altra riassume l'evoluzione delle revisioni nel tempo. Inoltre il DMP permette

di correlare ciò che è osservabile al tempo t con ciò che non si riesce ad osservare. Il GDP invece fornisce la concettualizzazione della relazione esistente tra due generiche variabili (Patterson1994; 1995a, b, c).

L'approccio *state space* in genere offre una struttura generale per operare con un modello integrato al fine di ottenere delle stime ottime del valore delle stime finali. Nel costruire un modello integrato noi dobbiamo tenere presenti le seguenti caratteristiche del problema (Patterson, 1995a):

- il processo di revisione genera numerosi *vintage* relativi alla stessa variabile;
- dall'analisi delle statistiche di sintesi e dai test emerge chiaramente il fatto che i primi *vintage* non sono in grado di fornire una previsione efficiente del *vintage* finale;
- le variabili economiche spesso risultano correlate tra loro e di conseguenza un modello univariato può non risultare adeguato a modellare i fenomeni;
- le revisioni, e più in generale gli errori di misura, hanno una struttura sistematica che può essere spiegata per ridurre la varianza associata ai *vintage* provvisori;
- i parametri di sistema sono in genere sconosciuti e quindi bisogna stimarli.

Una volta presi in considerazione questi aspetti del problema, possiamo, attraverso l'approccio *state space* cercare di costruire questo modello integrato.

7.3 L' APPROCCIO STATE SPACE

L'approccio *state space*, via l'applicazione del filtro di Kalman, permette, attraverso la combinazione in un unico modello di DMP e DGP, di ottenere delle stime ottime dei valore della stima finale dei dati (Patterson 1994; 1995a, b,c).

L'approccio *state space*, in un contesto in cui i dati sono soggetti a un processo di revisione, combina assieme un'equazioni di misura, che descrive la relazione esistente tra i *vintage* preliminari e provvisori e il *vintage* finale (più l'errore di misura), una equazione di transizione, che descrive l'evoluzione, sia degli errori di misurazione, sia del *vintage* finale, e un modello per il DGP (Harvey *et al.*, 1983).

Pertanto l'approccio *state space*, nella sua formulazione generale (Harvey *et al.*, 1983) si compone di un'equazione di misura del tipo:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{Z}_t \mathbf{a}_t + \mathbf{S}_t \boldsymbol{\xi}_t \quad (7.1)$$

dove \mathbf{Z}_t e \mathbf{S}_t sono matrici fissate e $\boldsymbol{\xi}_t$ è il vettore degli errori; e di un'equazione di transizione, che descrive l'andamento del vettore di stato \mathbf{a}_t , del tipo.

$$\mathbf{a}_t = \mathbf{c}_t + \mathbf{T}_t \mathbf{a}_{t-1} + \mathbf{R}_t \boldsymbol{\eta}_t \quad (7.2)$$

dove \mathbf{T}_t , \mathbf{R}_t e \mathbf{c}_t sono matrici fissate e $\boldsymbol{\eta}_t$ è il vettore degli errori.

Nel seguito del capitolo descriveremo la forma assunta delle equazioni di misura e di transizione, relativamente al nostro contesto. Prima di procedere con l'analisi dettagliata delle singole componenti, riassumiamo brevemente i passi per la realizzazione di un modello secondo l'approccio *state space* (Patterson, 1995c):

1. si stimano i coefficienti delle equazioni di misura; queste stime serviranno a definire gli errori di misura;
2. una volta definiti gli errori di misura dal passo 1, si stima un modello autoregressivo che colleghi gli errori di misura agli errori di misura

- passati relativi allo stesso *vintage* e agli errori relativi allo stesso periodo ma a *vintage* differenti;
3. si stima un modello per i *vintage* finali attraverso un'equazione dinamica;
 4. si costruisce il set di equazioni di misura del modello *state space* utilizzando i coefficienti stimati al passo 1, e si costruisce la matrice di transizione usando i coefficienti stimati nei passi 2 e 3.
 5. si applica infine il filtro di Kalman, al modello *state space* completo, per ottenere stime ottime di tutti i *vintage* di dati.

Analizziamo più nel dettaglio le singole componenti dell' approccio *state space* relativamente all'utilizzo di questo approccio per ottenere delle stime ottime del vero valore.

7.3.1 L'equazione di misura

Le equazioni di misura servono a descrivere, attraverso un modello di regressione, la relazione che esiste tra i *vintage* preliminare e provvisori e il *vintage* finale più gli errori di misura (Harvey *et al*, 1983; Patterson, 1994; 1995a, b, c). Pertanto per un particolare *vintage* j , con $j = 1, \dots, f$, l'equazione di misura, avrà la forma:

$$\mathbf{y}_t^j = \gamma_j + \beta_j \mathbf{y}_t^f + \mathbf{u}_t^j$$

I coefficienti γ_j e β_j servono per aggiustare dalla distorsione le stime contenute nel generico *vintage* j , in modo che risultino stime corrette dei valori contenuti nel *vintage* finale. Perciò queste equazioni servono per rendere i *vintage* provvisori delle stime corrette del *vintage* finale, tramite la stima di opportuni coefficienti che ne eliminano la distorsione.

Questi coefficienti, nel caso in cui il *vintage* j e quello finale risultino presentare entrambi una radice unitaria e siano cointegrati, possono essere

stimati in modo superconsistente con i minimi quadrati ordinari (Stock, 1987).

L'intero set di equazioni di misura viene descritto, in un'unica equazione che definisce l'equazione di misura del modello *state space* dal modello (Patterson, 1994, 1995a, b, c):

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{Z}\boldsymbol{\alpha}_t$$

dove:

$$\mathbf{y}_t = (y_t^1, y_{t-1}^2, \dots, y_{t-(f-1)}^f)'$$

e:

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} \boldsymbol{\gamma} & \boldsymbol{\beta} & \mathbf{0} & \mathbf{I}_{f-1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0}' & 1 & \mathbf{0}' & \mathbf{0}' & \mathbf{0}' & \mathbf{0}' \end{bmatrix}$$

con:

$$\boldsymbol{\gamma} = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{f-2})' \quad \text{e} \quad \boldsymbol{\beta} = \text{diag}(\beta_j)$$

e dove \mathbf{I}_{f-1} è la matrice identità, $\mathbf{0}$ è una matrice $(f-1) \times (f-1)$ e $\mathbf{0}'$ è un vettore $1 \times (f-1)$.

Inoltre:

$$\boldsymbol{\alpha}_t = (1, \mathbf{y}_t^f, \mathbf{u}_t, \mathbf{u}_{t-1}, \mathbf{u}_{t-2}, \mathbf{u}_{t-3})'$$

con:

$$\mathbf{y}_t^f = (y_t^f, y_{t-1}^f, y_{t-2}^f, \dots, y_{t-(f-1)}^f)' \quad \text{e} \quad \mathbf{u}_t = (u_t^1, u_{t-1}^2, \dots, u_{t-(f-2)}^{f-1})'$$

dove $\boldsymbol{\alpha}_t$ è detto vettore delle variabili di stato e comprende il *vintage* finale dei dati e gli errori di misura. L'evoluzione di $\boldsymbol{\alpha}_t$ viene descritta attraverso le equazioni di transizione (Patterson, 1994, 1995a, b, c).

In analogia con quanto detto per la singola equazione di misura, la matrice dei coefficienti \mathbf{Z} serve ad eliminare la distorsione dai *vintage* preliminare e provvisori in modo da renderli stime corrette del *vintage*

finale

7.3.2 L'equazione di transizione

L'equazione di transizione combina assieme l'evoluzione del *vintage* finale dei dati e l'evoluzione degli errori di misura. L'equazione di transizione perciò risulta costituita da due modelli: un modello per gli errori di misura e un modello strutturale per il *vintage* finale (Patterson, 1994; 1995a, b, c).

Il modello per gli errori di misura descrive l'evoluzione degli errori nel tempo, all'interno dello stesso *vintage* e attraverso *vintage* differenti. Precedenti studi condotti sulle revisioni dei dati suggeriscono di modellare gli errori di misura attraverso un processo autoregressivo (Patterson, 1995b, c). Per esempio un modello AR(1) correla il j -esimo errore di misura pubblicato al tempo t con il j -esimo errore di misura pubblicato al tempo $t-1$ e con il $(j-1)$ -esimo errore di misura pubblicato al tempo t .

Il modello per gli errori di misura \mathbf{u}_t , dove si ipotizza che gli errori seguono un processo AR(p), in generale avrà la forma:

$$\mathbf{u}_t = \boldsymbol{\psi}_o + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Psi} L^i \mathbf{u}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

con $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\varepsilon_t, \mathbf{0}, \mathbf{0}, \mathbf{0})'$ con $E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') = \boldsymbol{\Sigma}$ e dove $\boldsymbol{\psi}_o$ è un vettore $f \times 1$ di costanti, $\boldsymbol{\Psi}$ è una matrice $f \times f$ con una banda diagonale la cui struttura è determinata dal numero dall'ordine p del processo AR e L rappresenta l'operatore ritardo (Patterson, 1995b, c).

Per completare il set di equazioni che compongono l'equazione di transizione bisogna ora definire un modello strutturale per il *vintage* finale. Sebbene sia possibile utilizzare dei modelli più complessi, noi cercheremo, quando possibile, di utilizzare un modello univariato che risulta funzionare bene all'interno dell'approccio *state space* (Patterson, 1995b, c).

Per esempio, possiamo ipotizzare che il *vintage* finale abbia la stima relativa al trimestre t che segue un processo AR(r), tale per cui:

$$y_t^f = \phi_0 + \sum_{i=1}^r \phi_i L^i y_t^f + \omega_t$$

con $E(\omega_t^2) = \sigma_\omega^2$.

Questa ipotesi è molto sensata in quanto è ragionevole pensare che una variabile economica risenta in parte della sua storia passata. Sotto questa ipotesi, il modello per l'intero set di equazioni strutturali per la modellazione della *vintage* finale avrà la forma (Patterson, 1995b):

$$\begin{pmatrix} y_t^f \\ y_{t-1}^f \\ \vdots \\ y_{t-r}^f \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \dots & \phi_r \\ 1 & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 1 & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1}^f \\ y_{t-2}^f \\ \vdots \\ y_{t-r-1}^f \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

Una volta definiti i due modelli, per gli errori di misura e per il *vintage* finale, rispettivamente, questi vengono riuniti assieme a formare l'intero l'equazione di transizione del modello *state space*. L'equazioni di transizione avrà la forma la forma:

$$\alpha_t = \mathbf{T}\alpha_{t-1} + \xi_t$$

con $E(\xi_t \xi_t') = \mathbf{Q}$

$$\text{dove: } \mathbf{T} = \left[\begin{array}{cccccc|c} 1 & 0 & 0 & \dots & & 0 & \\ \phi_0 & \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_p & 0 & \\ 0 & 1 & 2 & & & 0 & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & & \vdots & \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & \dots & 0 \\ \hline \psi_0 & & & & & & \\ \mathbf{0} & & \mathbf{0} & & & & \Psi \\ \mathbf{0} & & & & & & \end{array} \right],$$

Come risulta evidente dalla forma riassuntiva, l'equazione di transizione descrive l'evoluzione del vettore delle variabili di stato (Harvey *et al.*, 1983; Patterson, 1994; 1995a, b,c).

Una volta che si sono definiti i modelli per le componenti del modello *state space*, questi vengono riuniti e viene applicato il filtro di Kalman. Descriveremo nel prossimo paragrafo come lavora il filtro di Kalman in questo contesto.

7.3.3 Il filtro di Kalman

Il Filtro di Kalman fornisce uno stimatore lineare a varianza minima (cioè una previsione ottima) del vettore delle variabili di stato α_t usando tutta l'informazione fornita dalle equazioni di misura e da quelle di transizione (Patterson, 1994).

Schematicamente il Kalman Filter opera in questo modo:

1. al tempo $s + 1$ i dati relativi al *vintage* finale di una variabile sono pubblicati per i periodi $s - f$, $s - f - 1$, e così via. Inoltre sono disponibili i dati relativi ai *vintage* $j = 1, \dots, f - 1$ per il periodo $s - (f - 1)$. Il modello dinamico fornisce una previsione un passo avanti usando il *vintage* finale di $s - f$ e tutti i valori precedenti necessari. Questa stima viene poi combinata, via il modello *state space*, con gli $f - 1$ *vintage* dei dati per $s - (f - 1)$ che sono disponibili al tempo $s + 1$, e si ottiene così una stima ottima del *vintage* finale di $s - (f - 1)$;
2. la stima ottima di $s - (f - 1)$, ottenuta al passo 1, viene poi utilizzata nel modello dinamico per fare una previsione del *vintage* finale di $s - (f - 2)$. Questa previsione viene poi combinata, usando il modello *state space*, con gli $(f - 2)$ *vintage* per $s - (f - 2)$ disponibili al tempo s

- + 1, e si ottiene così una stima ottima del *vintage* finale di $s - (f - 2)$;
3. si continua con lo stesso procedimento fino ad arrivare ad $s + 1$ in cui si otterrà una stima ottima del *vintage* finale di s .

7.4 UNA VALUTAZIONE DEL MODELLO

L'obiettivo per cui si utilizza il modello *state space*, è quello di ottenere delle stime ottimali del *vintage* finale dei dati. Per verificare se si sono effettivamente ottenuti dei miglioramenti, il metodo più semplice, come suggerisce Patterson (1994), è quello di confrontare gli errori quadratici medi associati alle stime ottenute con l'utilizzo dell'approccio *state space*, con gli errori quadratici medi associati al semplice utilizzo delle stime contenute in un generico *vintage* j (che generalmente risulta essere il *vintage* più recente a disposizione).

Diciamo che, salvo rare eccezioni, l'utilizzo dell'approccio *state space*, porta effettivamente a un miglioramento nelle stime, che risultano avere degli errori quadratici medi talvolta anche molto inferiori rispetto a quelli associati alle stime contenute nei *vintage* preliminare o provvisori, per cui risulta conveniente utilizzare questo l'approccio (Patterson, 1994).

Questo probabilmente è dovuto al fatto che, per ottenere delle stime ottime, l'approccio *state space* combina in modo ottimale le informazioni derivanti dalle equazioni di transizione e di misura. Queste stime risultano migliori, sia da un punto di vista teorico che empirico, rispetto all'utilizzo di un singolo *vintage*. Da questo punto di vista l'approccio *state space* può essere visto come un modello di correzione dell'errore (Patterson, 1995b).

Da quanto emerso possiamo fare anche un'altra riflessione relativa alla caratterizzazione del processo di revisione. La varianza associata alle

stime contenute nei *vintage* preliminare e provvisori risulta maggiore rispetto alla varianza associata a una combinazione lineare (ottima) dei *vintage* stessi. Questo significa è più appropriato considerare le revisioni degli errori di misura, piuttosto che degli errori generati da una previsione efficiente (Patterson, 1995b).

CONCLUSIONI

L'analisi del processo di revisione e dei suoi effetti sui dati è stata sviluppata da numerosi studiosi sotto molteplici aspetti e in molteplici direzioni. In questo lavoro è stata considerata una linea di approfondimento dell'analisi delle revisioni sviluppatasi abbastanza di recente e che sembra possa portare a risultati di un qualche interesse.

In particolare abbiamo descritto l'analisi del processo di revisione dei dati a cui, generalmente, gli aggregati economici sono sottoposti come un valido strumento a disposizione dei ricercatori e degli analisti che utilizzano dati economici, per la valutazione dell'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie.

Abbiamo quindi evidenziato come il problema dell'inaccuratezza delle stime sia un problema frequente nelle serie economiche. Inoltre, consapevoli del fatto che gli utenti spesso tralasciano questo aspetto, abbiamo sottolineato come talvolta la differenza sostanziale esistente tra le varie stime possa portare a risultati diversi a seconda della versione dei dati utilizzata.

Dopodiché ci siamo concentrati sui metodi da utilizzare per valutare, da un punto di vista statistico, il livello di accuratezza delle stime preliminari e provvisorie. A questo proposito vale la pena di riprendere alcune considerazioni sviluppate nel corso dell'analisi:

- per la valutazione dell'accuratezza sembra più proficuo realizzare l'analisi del processo di revisione confrontando tra loro diversi *vintage* anziché diverse versioni. Infatti, il confronto tra *vintage* permette di

quantificare in modo più preciso il guadagno medio, in termini di accuratezza delle stime, apportato dalle revisioni successive.

- il semplice calcolo di indicatori di sintesi relativi alla differenza tra una stima preliminare, o provvisoria, e quella finale, produce informazioni che permettono di valutare, sotto l'aspetto quantitativo questa differenza. Tuttavia la valutazione dell'accuratezza delle stime non si può basare solamente sulle informazioni fornite da questi indicatori;
- per valutare l'accuratezza è necessario approfondire l'analisi del processo di revisione andandone a valutare la correttezza e l'efficienza. Se le stime preliminari e provvisorie risultano corrette ed efficienti allora è possibile considerarle accurate, e quindi non si avranno problemi di instabilità dei risultati anche se si utilizzano per l'analisi serie contenenti anche queste stime. Per verificare queste condizioni la letteratura mette a disposizione degli utenti una serie di test.
- I test proposti dalla letteratura risultano appropriate se si lavora con serie stazionarie. Se però le serie con cui stiamo lavorando presentano una radice unitaria, allora questi test non sono corretti ed è necessario verificare la correttezza e l'efficienza attraverso l'analisi di cointegrazione.

Tuttavia, la valutazione dell'accuratezza delle stime proposta in questo lavoro non va intesa come punto di arrivo, attraverso cui valutare il livello della stessa, ma deve essere solo un punto di partenza da utilizzare per approfondire ulteriormente l'argomento.

Per esempio sarebbe interessante, partendo dal lavoro realizzato da Lupi e Peracchi (2003) a proposito delle stime del PIL italiano, andare a valutare il livello di accuratezza delle stime dei vari aggregati che compongono i Conti Nazionali Trimestrali, oppure delle stime di alcuni indicatori come l'indice della produzione industriale, sempre con riferimento ai dati italiani. Inoltre, sempre a proposito di questi aggregati,

sarebbe utile anche calcolare alcuni indicatori di sintesi in modo da avere delle informazioni sul processo di revisione di queste stime. Infatti, per quanto riguarda l'Italia, a differenza di quanto avviene negli Stati Uniti e nella Gran Bretagna, l'Istat non fornisce informazioni correnti sulla natura e sull'estensione del processo di revisione, salvo che in occasione di revisioni straordinarie e retrospettive.

Inoltre si potrebbe anche andare a valutare se le revisioni hanno, in qualche modo, un andamento sistematico e sarebbe opportuno anche andarne ad approfondire le caratteristiche. Infatti, nel caso in cui si verifici che le revisioni hanno un andamento sistematico allora le Agenzie Statistiche potrebbero sfruttare queste informazioni per cercare di migliorare il livello di accuratezza delle stime.

Un altro interessante sviluppo del problema dell'inaccuratezza delle stime è costituito dallo sviluppo di modelli *state space*, tipo quello descritto nell'ultimo capitolo, per valutarne i miglioramenti che è in grado (eventualmente) di generare. Inoltre sempre relativamente all'approccio *state space*, sarebbe interessante andare a valutare il trade-off tra i costi di implementazione del modello e i miglioramenti che questo metodo effettivamente apporta.

Concludendo, la valutazione dell'accuratezza delle stime preliminari e provvisorie deve essere un aspetto verso cui ricercatori devono continuare a prestare attenzione e che merita di venire ulteriormente approfondito, in quanto permette di migliorare il livello informativo delle stime degli aggregati economici.

BIBLIOGRAFIA

Conrad, William, and Carol Corrado (1979), Application of the Kalman Filter to Revisions in Monthly Retail Sales Estimates, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1, pp. 177-98.

Croushore Dean and Tom Stark (1999), A Real-Time Data Set for Macroeconomists, *Journal of Econometrics*, forthcoming .

Croushore Dean, and Tom Stark (1999), A Funny Thing Happened to the Data Bank: A Real-Time Data Set for Macroeconomists, Federal Reserve Bank of Philadelphia *Business Review*, September/October 2000.

Dynan, Karen E. and Douglas W. Elmendorf (2001), *Do Provisional Estimates of Output Miss Economic Turning Points?* Federal Reserve Board of Governors, working paper 2001.

Eurostat (1999), *Handbook on quarterly national accounts*, Theme 2, Economy and Finance, Luxembourg, European Commission.

Faust J., Rogers J.H. and J. Wright (2001), *News and Noise in G-7 GDP Announcements*, Federal Reserve Board of Governors, working paper 2001.

Gallo Giampierp and Marcellino Massimiliano (1999), Ex Post and Ex Ante Analysis of Provisional Data, *Journal of Forecasting*, 18,: 421-33.

Harvey, A.C., C.R. McKenzie, D.P.C. Blake, and M.J. Desai (1983), "Irregular Data Revisions," in Arnold Zellner, ed., *Applied Time Series Analysis of Economic Data*. Washington, D.C., U.S. Department of Commerce, Economic Research Report ER-5, 1981, pp. 329-39.

Lupi Claudio, Peracchi Franco (2003) *The limits of statistical information: How important are GDP revisios in Italy?* , lavoro presentato alla conferenza "Monitoring Italy II", 10 gennaio 2003.

Mankiw, N. Gregory, and Matthew D. Shapiro (1986), News or Noise: An Analysis of GNP Revisions, *Survey of Current Business*, pp. 20-5.

Mankiw, N. Gregory, David E. Runkle, and Matthew D. Shapiro (1984), Are Preliminary Announcements of the Money Stock Rational Forecasts?, *Journal of Monetary Economics* , 14, pp. 15-27.

Mork, Knut A. (1987), Ain't Behavin: Forecast Errors and Measurement Errors in Early GNP Estimates, *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pp. 165-75.

Orphanides, Athanasios, and Simon van Norden (2001), *The Reliability of Inflation Forecasts Based on Output Gaps in Real Time*, working paper 2001.

Patterson, K. D. and S. M. Heravi (1991), Data revisions and the expenditure components of GDP, *The Economic Journal* , 101(407), pp. 887-901.

Patterson, K. D. and S. M. Heravi (1991), Are different *vintage* of data on the components of GDP co-integrated?, *Economics Letters*, 35, pp. 409-413.

Patterson, K. D. and S. M. Heravi (1992), Efficient forecasts or measurement errors? Some evidence for revisions to United Kingdom GDP growth rates, *The Manchester School*, 60(3), pp. 249-263.

Patterson, K. D. (1992), Revisions to the components of the trade balance for the United Kingdom, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), pp. 103-120.

Patterson, K. D. (1994), A state space model for reducing the uncertainty associated with preliminary *vintage* of data with an application to aggregate consumption, *Economics Letters*, 46(3), pp. 215-222.

Patterson, K. D. (1995), An integrated model of the data measurement and data generation processes with an application to consumers' expenditure, *The Economic Journal*, 105(428), pp. 54-76.

Patterson, K. D. (1995), A state space approach to forecasting the final *vintage* of revised data with an application to the index of industrial production. *Journal of Forecasting*, 14(4), pp. 337-350.

Patterson, K. D. (1995), Forecasting the final *vintage* of real personal disposable income: a state space approach, *International Journal of Forecasting*, 11(3), pp. 395-405.

Patterson, K. D. (2000), Which *vintage* of data to use when there are multiple *vintage* of data? Cointegration, weak exogeneity and common factors, *Economics Letters*, 69, pp.115-121.

Patterson, K. (2002), The data measurement process for UK GNP: Stochastic trends, long memory, and unit roots, *Journal of Forecasting*, 21, pp. 245-264.

Patterson, K. D. (2002), Modelling the data measurement process for the index of production, *Journal of the Royal Statistical Society*, 165(2), pp. 279-296.

Patterson, K. D. (2003), Exploiting information in *vintage* of time-series data, *International Journal of Forecasting*, article in press.

Pierce, David A., Sources of Error in Economic Time Series, *Journal of Econometrics* , 17, pp. 305-21.

Sargent, Thomas, Two Models of Measurements and the Investment Accelerator, *Journal of Political Economy*, 97, pp. 251-87.

Swanson, Norman R., Eric Ghysels, and Myles Callan. (1999) A Multivariate Time Series Analysis of the Data Revision Process for Industrial Production and the Composite Leading Indicator," in Robert F. Engle and Halbert White, eds., *Cointegration, Causality, and Forecasting*. Oxford: Oxford University Press, 1999.

Zellner, Arnold (1958), A Statistical Analysis of Provisional Estimates of Gross National Product and Its Components, of Selected National Income Components, and of Personal Saving, *Journal of the American Statistical Association*, 53 (281), pp. 54-65.

APPENDICE

MATRICE DEI DATI OSSERVATI E MATRICE EFFICIENTE DEI DATI PER IL GDP DELLA GRAN BRETAGNA (milioni di sterline)

MATRICE DEI DATI OSSERVATI+				
Trimestre di riferimento		VINTAGE*		
		1	2	3
1962	Q1	6148	6180	80704
	Q2	6339	6365	81461
	Q3	6363	6381	81999
	Q4	6341	6356	81525
1963	Q1	6229	6230	82372
	Q2	6543	6593	85738
	Q3	6605	6600	86252
	Q4	6897	6889	87469
1964	Q1	6820	6898	88694
	Q2	6949	6952	89800
	Q3	7037	7060	90223
	Q4	7226	7197	91722
1965	Q1	7281	7335	91538
	Q2	7171	7191	91637
	Q3	7279	7231	92539
	Q4	7352	7359	93229
1966	Q1	7468	7444	93523
	Q2	7382	7385	93990
	Q3	7376	7395	94495
	Q4	7421	7426	94072
1967	Q1	7573	7590	95270
	Q2	7569	7588	96234
	Q3	7581	7612	96476

MATRICE EFFICIENTE DEI DATI+				
Trimestre di riferimento		VINTAGE*		
		1	2	3
1962	Q1	77241	77643	80704
	Q2	79640	79967	81461
	Q3	79942	80168	81999
	Q4	79665	79854	81525
1963	Q1	78258	78271	82372
	Q2	82203	82831	85738
	Q3	82982	82919	86252
	Q4	86651	86550	87469
1964	Q1	85683	86663	88694
	Q2	87304	87342	89800
	Q3	88410	88699	90223
	Q4	90784	90420	91722
1965	Q1	91475	92154	91538
	Q2	90093	90344	91637
	Q3	91450	90847	92539
	Q4	92367	92455	93229
1966	Q1	93825	93523	93523
	Q2	92744	92782	93990
	Q3	92669	92907	94495
	Q4	93234	93297	94072
1967	Q1	95144	95357	95270
	Q2	95093	95332	96234
	Q3	95244	95634	96476

1968	Q4	7592	7611	96661
	Q1	7851	7903	99877
	Q2	7643	7665	98817
	Q3	7873	8654	100706
1969	Q4	8923	8926	101112
	Q1	8689	8717	101073
	Q2	8739	8782	101885
	Q3	8898	8940	102535
1970	Q4	9126	9117	103036
	Q1	8884	8897	102322
	Q2	9078	9163	104379
	Q3	9198	9174	105325
1971	Q4	9269	9300	106006
	Q1	8883	9022	104892
	Q2	9232	9268	106225
	Q3	9432	9408	107811
1972	Q4	9498	9482	107805
	Q1	9169	9326	107557
	Q2	9566	9555	110452
	Q3	9516	9575	110830
1973	Q4	9924	9877	113336
	Q1	10456	14094	118874
	Q2	13824	13912	118641
	Q3	14117	14016	118887
1974	Q4	13889	13861	117808
	Q1	13670	13737	114822
	Q2	13992	14017	117139
	Q3	14223	14362	118280
1975	Q4	14338	14388	116455
	Q1	14469	14283	116855
	Q2	13956	13878	115243
	Q3	13836	13726	115268
	Q4	13992	14055	116734

1968	Q4	95382	95621	96661
	Q1	98636	99290	99877
	Q2	96023	96300	98817
	Q3	98913	96684	100706
1969	Q4	99690	99723	101112
	Q1	97075	97388	101073
	Q2	97634	98114	101885
	Q3	99410	99880	102535
1970	Q4	101958	101857	103036
	Q1	99254	99399	102322
	Q2	101421	102371	104379
	Q3	102762	102494	105325
1971	Q4	103555	103902	106006
	Q1	99243	100796	104892
	Q2	103142	103544	106225
	Q3	105376	105108	107811
1972	Q4	106114	105935	107805
	Q1	102438	104192	107557
	Q2	106873	106750	110452
	Q3	106315	106974	110830
1973	Q4	110873	110348	113336
	Q1	116817	115275	118874
	Q2	113067	113786	118641
	Q3	115463	114637	118887
1974	Q4	113598	113369	117808
	Q1	111807	112355	114822
	Q2	114441	114645	117139
	Q3	116330	117467	118280
1975	Q4	117271	117680	116455
	Q1	118342	116821	116855
	Q2	114146	113508	115243
	Q3	113165	112265	115268
	Q4	114441	114956	116734

1976	Q1	14446	14383	118729
	Q2	13919	13971	117855
	Q3	14217	14136	118999
	Q4	14443	14421	121380
1977	Q1	14144	14163	121551
	Q2	14261	14277	120903
	Q3	14230	14390	121926
	Q4	14321	14403	123510
1978	Q1	14567	27503	124385
	Q2	27890	27909	125561
	Q3	28173	28292	126819
	Q4	28072	28210	127443
1979	Q1	27741	27706	126588
	Q2	28047	28477	131915
	Q3	27886	27999	128812
	Q4	28037	27072	130041
1980	Q1	28483	28737	128981
	Q2	28079	28306	126585
	Q3	28012	27936	126158
	Q4	28025	28047	124753
1981	Q1	28162	28188	123864
	Q2	27567	27658	123947
	Q3	27476	27389	125677
	Q4	28156	28079	125583
1982	Q1	28171	28171	125918
	Q2	28073	28002	127406
	Q3	28094	28147	127533
	Q4	28715	28692	128133
1983	Q1	29093	59303	130336
	Q2	58386	58302	130806
	Q3	58980	59011	132314
	Q4	60337	58763	133934
1984	Q1	60454	60445	135165

1976	Q1	118154	117639	118729
	Q2	113844	114269	117855
	Q3	116281	115618	118999
	Q4	118129	117949	121380
1977	Q1	115684	115839	121551
	Q2	116641	116772	120903
	Q3	116387	117696	121926
	Q4	117132	117802	123510
1978	Q1	119144	121257	124385
	Q2	122963	123047	125561
	Q3	124211	124736	126819
	Q4	123766	124374	127443
1979	Q1	122306	122152	126588
	Q2	123655	125551	131915
	Q3	122946	123444	128812
	Q4	123611	119357	130041
1980	Q1	125578	126698	128981
	Q2	123797	124797	126585
	Q3	123501	123166	126158
	Q4	123558	123655	124753
1981	Q1	124162	124277	123864
	Q2	121539	121940	123947
	Q3	121138	120754	125677
	Q4	124136	123797	125583
1982	Q1	124202	124202	125918
	Q2	123770	123457	127406
	Q3	123863	124096	127533
	Q4	126601	126499	128133
1983	Q1	128267	128517	130336
	Q2	126530	126348	130806
	Q3	127817	127885	132314
	Q4	130758	127347	133934
1984	Q1	131012	130992	135165

1985	Q2	60341	60470	134734
	Q3	60232	60233	134712
	Q4	61601	61551	136134
	Q1	61878	61931	138210
1986	Q2	62575	62521	140459
	Q3	62276	62722	140352
	Q4	63361	63429	141234
	Q1	63839	64328	143031
1987	Q2	64314	64393	144760
	Q3	64498	64501	146310
	Q4	65292	65335	148261
	Q1	66517	66558	148877
1988	Q2	66385	66532	150554
	Q3	68365	68228	153657
	Q4	68934	68918	155516
	Q1	68952	95968	157765
1989	Q2	96206	96206	158812
	Q3	95707	95707	161140
	Q4	99349	99359	162502
	Q1	98570	101661	162659
1990	Q2	101804	101727	163470
	Q3	103093	103093	163837
	Q4	103500	103319	164053
	Q1	103797	104595	165456
1991	Q2	105631	104921	166218
	Q3	103575	102885	164179
	Q4	101930	102367	163318
	Q1	101885	102045	163270
1992	Q2	101576	101815	162324
	Q3	101897	102020	162104
	Q4	101895	101908	162387
	Q1	101054	101200	162558
	Q2	101050	101052	162134

1985	Q2	130767	131046	134734
	Q3	130531	130533	134712
	Q4	133497	133389	136134
	Q1	134098	134213	138210
1986	Q2	135608	135491	140459
	Q3	134960	135927	140352
	Q4	137312	137459	141234
	Q1	138347	139407	143031
1987	Q2	139377	139548	144760
	Q3	139776	139782	146310
	Q4	141496	141590	148261
	Q1	144151	144240	148877
1988	Q2	143865	144184	150554
	Q3	148156	147859	153657
	Q4	149389	149354	155516
	Q1	149428	150286	157765
1989	Q2	150658	150658	158812
	Q3	149877	149877	161140
	Q4	155580	155596	162502
	Q1	154360	159201	162659
1990	Q2	159425	159304	163470
	Q3	161443	161443	163837
	Q4	162081	161797	164053
	Q1	162546	163795	165456
1991	Q2	165418	164306	166218
	Q3	162198	161117	164179
	Q4	159622	160306	163318
	Q1	159552	159802	163270
1992	Q2	159068	159442	162324
	Q3	159570	159763	162104
	Q4	159567	159588	162387
	Q1	158250	158479	162558
	Q2	158244	158247	162134

1993	Q3	101117	101508	163075	1993	Q3	158349	158961	163075
	Q4	101793	101793	163799		Q4	159407	159407	163799
	Q1	102202	102446	164977		Q1	160048	160430	164977
	Q2	136241	136191	165880		Q2	162759	162699	165880
1994	Q3	136882	137142	167566	1994	Q3	163525	163836	167566
	Q4	138208	137707	169381		Q4	165109	164511	169381
	Q1	138835	139243	171543		Q1	165858	166346	171543
	Q2	141161	141476	173651		Q2	168637	169013	173651
1995	Q3	143211	143249	176105	1995	Q3	171086	171131	176105
	Q4	144180	144416	177616		Q4	172243	172525	177616
	Q1	145382	145460	178688		Q1	173679	173773	178688
	Q2	146159	146132	179345		Q2	174608	174575	179345
	Q3	146828	146708	179975		Q3	175407	175264	179975
	Q4	147459	147176	181168		Q4	176161	175823	181168

+ per quanto riguarda le basi rispetto a cui sono state calcolate le stime si veda lo schema di seguito:
per il primo vintage della matrice dei dati osservati, i valori sono stati calcolati rispetto alle seguenti basi:

periodo1962Q1-1968Q3: base1958
 periodo1968Q4-1973Q2: base1963
 periodo1973Q3-1978Q2: base1970
 periodo1978Q3-1983Q2: base1975
 periodo1983Q3-1988Q2: base1980
 periodo1988Q3-1993Q2: base1985
 periodo1993Q3-1995Q4: base1990

per il secondo vintage della matrice dei dati osservati, i valori sono stati calcolati rispetto alle seguenti basi:

periodo1962Q1-1968Q2: base1958
 periodo1968Q3-1973Q1: base1963
 periodo1973Q2-1978Q2: base1970
 periodo1978Q3-1983Q1: base1975
 periodo1983Q2-1988Q1: base1980
 periodo1988Q2-1993Q2: base1985
 periodo1993Q3-1995Q4: base1990

I valori del vintage finale della matrice dei dati osservati e quelli della matrice efficiente dei dati sono calcolati rispetto alla base 1995

*Vintage 1= preliminare

Vintage 2= provvisorio (prima revisione)

Vintage 1= finale